

Boligpriser og gjeldsbelastning

*Påvirkes boligprisveksten av endringer i bankenes
kredittilbud?*

Kathrine Lebesby



Økonomisk institutt

UNIVERSITETET I OSLO

1.2.2010

Forord

Denne oppgaven er siste ledd i min 5-årige masterutdanning i samfunnsøkonomi ved Universitetet i Oslo.

Jeg vil spesielt takke Kari Eika og Ragnar Nymoen for god veiledning. Deres hjelp har vært uvurderlig gjennom hele prosessen.

Jeg vil også takke Dag Henning Jacobsen som har bidratt med datasettene og rask tilbakemelding på e-post. Takk til Leif Granli i Finanstilsynet for data fra de siste boliglånsundersøkelsene.

Til slutt vil jeg takke alle som har bidratt, spesielt venner og familie for korrekturlesing og støtte.

Oslo 1. februar 2010

Kathrine Lebesby

Innholdsfortegnelse

1	Innledning.....	1
2	Konsumteori som teoretisk rammeverk.....	4
2.1	En enkel PILCH-modell	4
2.2	En hyperbolsk økonomi.....	7
3.	Boligprisutviklingen i Norge og endringer i bankenes kredittilbud.....	12
3.1	Utviklingen i det norske kredittmarkedet	12
4.	Modellering av boligprisene i Norge.....	16
4.1	En teoretisk modell for de norske boligprisene.....	16
4.2	En empirisk modell for de norske boligprisene.....	19
5.	Reestimering av Jacobsen og Naugs modell for det norske boligmarkedet.....	22
5.1	Behandling av tidsseriedata.....	22
5.2	Feiljusteringsmodeller og kointegrasjon.....	24
5.2.1	En utvidet feiljusteringsmodell.....	25
5.3	Beskrivelse av data.....	26
5.4	Reestimering av modellen.....	27
6	En empirisk modell for boligprisene med gjeldsbelastning som forklaringsvariabel.....	31
6.1	Simultanitetsproblemet.....	31
6.2	Reestimering av modellen med gjeldsbelastning som forklaringsvariabel.....	33
6.3	En alternativ modellformulering.....	37
7	Konklusjon.....	40
	Referanser.....	42
	Appendiks A: Variabelbeskrivelser og datakilder	43
	Appendiks B: Flere regresjonsresultater.....	44

Figurer:

<i>Figur 2.1: Konsum og inntekt over livssyklusen i følge permanentinntektshypotesen.....</i>	<i>6</i>
<i>Figur 2.2: Utgifter til konsum for amerikanske konsumenter over livssyklusen.....</i>	<i>6</i>
<i>Figur 2.3 Tre diskonteringsfunksjoner.....</i>	<i>7</i>
<i>Figur 2.4: Spareraten I USA, 1959-2000.....</i>	<i>10</i>

<i>Figur 3.1: a) Boligprisutviklingen i Norge b) Boligprisene i Norge deflatert med inntekt</i>	
<i>c) Husholdningenes gjeldbelastning.....</i>	<i>12</i>
<i>Figur 3.2 Husholdningenes gjeld og formue.....</i>	<i>13</i>
<i>Figur 3.3.a) Finansieringsformål i prosent av total portefølje</i>	
<i>b) Refinansiering hos annen bank.....</i>	<i>13</i>
<i>Figur 3.4 Utlån etter belåningsgrad.....</i>	<i>14</i>
<i>Figur 3.5: a) Løpetid for ulike belåningsgrader b) omfanget av avdragsfrie lån og</i>	
<i>c) gjennomsnittlig avdragsfrihet i prosent av nye utlån</i>	<i>14</i>
<i>Figur 5.1: Kvartalsvise tidsserier for boligpriser og inntekt i Norge for perioden 1990-2008.....</i>	<i>22</i>
<i>Figur 5.2: Tidsserier for variablene i den empiriske boligprismodellen.....</i>	<i>27</i>
<i>Figur 5.3: Reestimering av Jacobsen og Naugs modell for perioden 1990:3-2008:4.....</i>	<i>30</i>
<i>Figur 6.1: Gjeldsbelastning: Lån til kjøp av bolig, fordelt etter belåningsgrad.....</i>	<i>31</i>
<i>Figur 6.2: Jacobsen og Naugs modell utvidet med gjeldsbelastning som forklaringsvariabel....</i>	<i>36</i>
<i>Figur 6.3: Tidsserier for variablene i den alternative boligprismodellen.....</i>	<i>38</i>
<i>Figur 6.4: Modell for boligpriser/inntekt for perioden 1990:4-2008:4.....</i>	<i>39</i>

Tabeller:

<i>Tabell 4.1: Jacobsen og Naugs sin modell for boligprisene i Norge.....</i>	<i>20</i>
<i>Tabell 5.1: Reestimering av Jacobsen og Naug sin modell for boligprisene i Norge.....</i>	<i>28</i>
<i>Tabell 6.1: Modeller for boligprisene i Norge for tidsperioden 1990:3-2008:4.....</i>	<i>34</i>
<i>Tabell 6.2: Modeller for boligprisene i Norge for tidsperioden 1990:3-2008:4.....</i>	<i>35</i>
<i>Tabell 6.3: Modeller for boligpris/inntekt over perioden 1990:4-2008.....</i>	<i>39</i>
<i>Tabell B.1: Reestimering av Jacobsen og Naugs modell for boligprisene i Norge.....</i>	<i>44</i>
<i>Tabell B.2. Reestimering av J&Ns modell for boligprisene i Norge uten restriksjoner.....</i>	<i>45</i>

1. Innledning

Det er et boligpolitisk mål i Norge at flest mulig som ønsker det skal kunne etablere seg i egen bolig ved hjelp av egen inntekt (NOU 2002). Boligprisene har steget mer enn inntekten de siste 20 årene. Førstegangskjøpere og husholdninger som ønsker å bytte til en større bolig får dermed redusert kjøpekraft i boligmarkedet. Da kan det stilles spørsmålstegn ved om det er lurt å kjøpe bolig istedenfor å leie. Samtidig vil forventninger om prisvekst i framtiden gjøre det mer gunstig å kjøpe bolig enn å spare penger for eksempel på en bankkonto. Gunstige skatteregler gjør det også fordelaktig å kjøpe. Derfor er bolig et sentralt investerings- og spareobjekt i tillegg til å være et nødvendighetsgode. Norske husholdninger har en betydelig del av formuen sin bundet opp i boligen, det tyder på at bolig sees på som et godt spareobjekt. Prisstigning i forkant av et eventuelt boligkjøp gjør det mindre gunstig å kjøpe enn å leie, mens forventet prisstigning i fremtiden tilsier at en bør fremskynde boligkjøpet.

Ettersom de fleste boligkjøp lånefinansieres, er tilgangen på kreditt potensielt viktig for husholdningenes betalingsevne. Det er opplagt at dersom boligprisene har steget mer enn inntekten må husholdningenes gjeldsbelastning øke for at husholdningene skal kunne kjøpe bolig. I perioden 1990-2008 har boligprisene steget mer enn inntekten samtidig som gjeldsbelastningen har økt.

Min hypotese er at endringer i bankenes utlånspraksis gjør at husholdningene kan sitte med et større lån og at dette har bidratt til å øke etterspørselen etter bolig, og dermed også boligprisene. Problemstillingen min er derfor:

Påvirkes boligprisveksten av endringer i bankenes kreditttilbud?

Som et teoretisk rammeverk bruker jeg en teori om konsumenter med hyperbolske preferanser. Denne teorien er presentert i kapittel 2. I en slik økonomi har husholdningene en tendens til å spare mindre enn de selv mener er optimalt. Årsaken til det er at de har dynamisk inkonsistente preferanser. Det er et avvik mellom den allokeringen som initialt sett er mest optimalt og handlingen som utføres i praksis. Det er lett å si at en til neste år skal begynne å trene, endre kosthold eller begynne å spare mer av inntekten sin. Når neste år kommer, vil en ønske å utsette dette enda et år. Dersom konsumentene innser at de har problemer med selvkontroll, vil de forsøke å binde sitt fremtidige jeg til å holde seg til planen. Sammenliknet med å spare ved å ha formuen stående på bok, der man ofte fristes til å bruke av sparepengene, vil kjøp av bolig og betale ned på et boliglån være en måte å binde seg opp til en slik spareplan. Til tross for at boligprisene har steget mer enn inntekten og husholdningen vil måtte ta opp et større lån, kan det derfor allikevel være gunstig å kjøpe bolig.

Kapittel 3 omhandler boligprisvekst, økning i husholdningens gjeldsbelastning og endringer i bankenes kredittpraksis. Boligprisene steg med 216 prosent i perioden 1990 til 2008 mens inntekten steg med 179 prosent. Samtidig økte husholdningenes gjennomsnittlige gjeldsbelastning fra 149 prosent i 1990 til nærmere 200 prosent i 2008.

Jeg har sammenliknet finanstilsynets boliglånsundersøkelser fra 1999-2009 og de viser store endringer i kredittmarkedet. I tillegg har jeg fått noe data fra de samme undersøkelsene fra Finanstilsynet. Den mest merkverdige endringen er at gjennomsnittlig løpetid har økt fra 15 til 23 år. I 2008 var omtrent 16 prosent av nedbetalingslånene gitt med avdragsfrihet, med gjennomsnittlig avdragsfrihet i 4 år. De tidligste undersøkelsene viste at bankene gikk ut ifra sjablongmessige regler som at husholdningenes gjeldsbelastning ikke kunne overstige 3 ganger inntekt. De siste undersøkelsene indikerer at bankene har gått bort i fra dette og at de kun ser på husholdningenes gjeldsbetjeningsevne, dvs. de ser på likviditetsoverskudd etter faste utgifter. Denne utviklingen gjør at husholdningene kan betjene et større lån og kan derfor forklare hvordan det er mulig at gjeldsbelastningen har økt.

Mer liberal utlånspraksis fra bankenes side gir motstridende effekter for den totale nytten til en konsument med inkonsistente preferanser. Muligheten for å sitte med et større lån gjør det lettere å etablere seg på boligmarkedet slik at en kan binde seg til å betale ned på et lån, men det kan være fristende å ta opp et større lån, enten for å finansiere forbruk eller kjøpe en større bolig, eller å forlenge løpetiden slik av de månedlige avdragene blir redusert. Lengre løpetider på lån slik at de månedlige avdragene blir lavere sammen med muligheter for avdragsfrihet gjør at boliglånene på kort sikt fremstår som "billigere" selv om det i realiteten kun er sparingen som reduseres.

I utgangspunktet ville jeg se på hvordan omfanget av avdragsfrie lån påvirket boligprisene, spesielt i en økonomi der husholdningene har dynamisk inkonsistente preferanser der lånet fremstår billigere på kort sikt enn på lang sikt. Jeg kontaktet en rekke banker for å forsøke å få oversikt over utviklingen fra 1990 til i dag. Det var noe optimistisk å tro at bankene satt på kvartalstall tilbake til 1990 på dette. Jeg har fått noe informasjon fra Finanstilsynets boliglånsundersøkelser, men det er alt for få observasjoner til å gi verdifull informasjon. Dette hadde konsekvenser for den innfallsvinkelen jeg valgte. I den empiriske delen av oppgaven har jeg sett på sammenhengen mellom boligprisene og husholdningenes gjeldsbelastning. Det er tidkrevende å bygge en bolig, så på kort sikt kan svingninger i boligprisene vær et mål på endringer i boliggetterspørselen.

Husholdningenes gjeldsbelastning er en indikator på utviklingen i kredittmarkedet siden det er endringer i kredittmarkedet som har gjort det mulig for husholdningene å sitte med større gjeld. Min hypotese var at gjeldsveksten bør ha en positiv effekt på boligprisene. For å svare på problemstillingen har jeg derfor undersøkt om den økende gjeldsbelastningen har hatt en effekt på boligprisene i perioden 1990-2008.

I kapittel 4 har jeg utledet modellen fra Jacobsen og Naugs (2004a) artikkel "hva driver boligprisene". Denne modellen indikerer at boligprisene vil vokse i takt med lønnsinntektene på lang sikt. I perioden 1990-2004 har boligprisene vokst mer, det forklares med utviklingen i rente, boligmasse og arbeidsledighet.

Jeg har så reestimert modellen til Jacobsen og Naug både på det opprinnelige datasettet og et oppdatert og revidert datasett for perioden 1990 til 2008 i kapittel 5. Ifølge denne modellen

vil boligprisene vokse i takt med lønnsinntektene på lang sikt. Over denne tidsperioden har boligprisveksten oversteget lønnsveksten.

For å svare på problemstillingen har jeg til slutt i kapittel 6 inkludert gjeldsbelastning som forklaringsfaktor i modellen. Min hypotese var at gjeldsveksten bør ha en positiv effekt på boligprisene. Det er opplagt at boligprisveksten vil ha en positiv effekt på gjeldsveksten. Denne simultaniteten førte til usikkerhet i estimeringen. Jeg har derfor sammenliknet estimerer ved minste kvadraters metode (OLS) og instrumentvariabelestimering (IV) for å ta hensyn til denne simultaniteten. På kort sikt (kvartalsvis) er koeffisienten for gjeldsbelastningen 0,61 ved OLS og 0,64 ved IV. De to metodene gir svært like estimerer. Estimater ved IV-estimering inngår ikke som en signifikant variabel. Standardavviket er tre ganger så stort som ved OLS, noe som fører til lavere t-verdi. Selv om IV-estimatet ikke er signifikant gir OLS og IV-estimeringen til sammen en viss støtte for at gjeldsbelastningen har en positiv effekt på boligprisene.

Jeg har foreslått en alternativ modell for boligprisene, der jeg i stedet ser på boligprisveksten deflatert med inntekt. Simultanitetsproblemet gjør at jeg har brukt både OLS og IV også i denne modellen. OLS-estimatet for gjeldsbelastning er 1,38 prosent per kvartal. Begge variablene er på logaritmisk skala så estimatet kan tolkes som en elastisitet. Ved bruk av instrumentvariabel øker estimatet betraktelig til 2,21. Samtidig er standardavviket her også tre ganger så høyt som ved OLS. Gjeldsbelastning inngår nå som en signifikant variabel. Effektene av de andre variablene reduseres når gjeldsbelastning innføres som forklaringsfaktor. Det tilsier at gjeldsbelastning har en positiv effekt på boligpriser deflatert med inntekt.

Alle estimeringene er gjort ved hjelp av den økonometriske programvaren PcGive.

Den empiriske analysen gir holdepunkter for å si at endringer i bankens kredittilbud har hatt en positiv effekt på boligprisene i tidsperioden 1990 til 2008.

2. Konsumteori som teoretisk rammeverk

I standard økonomisk teori antas det nyttemaksimerende husholdninger som tar rasjonelle valg. De maksimerer nytten ved å lage en optimal plan for fremtiden ved å beregne hvor stor del av inntekten som skal brukes til konsum nå og hvor mye av inntekten som skal spares til fremtidig konsum. Ettersom tiden går endres ikke preferansene, så konsumentene har derfor ingen grunn til å avvike fra denne optimale planen. I virkeligheten er det vel ingen som tror at alle tar fullstendige rasjonelle valg, og lager en slik optimal plan. Mange kan sikker også kjenne seg igjen i at de har en tendens til å utsette planlagte handlinger. Det er lett å si at en for eksempel skal begynne å trene til neste år eller begynne å spare mer. Når neste år faktisk kommer, vil en ønske å utsette planene enda et år.

Ameriks (2004) definerer selvkontrollproblemer som avviket mellom den allokeringen som initialt sees på som optimalt og allokeringen som utføres i praksis. Problemer med selvkontroll oppstår når preferansene er inkonsistente. Ariely og Wertenbroch (2002) har et godt eksempel på dette. En person på slankekur vil velge å ikke spise creme brulee til dessert før han skal på restaurantbesøk. Men når tidspunktet kommer og han må velge mellom å spise desserten eller ikke, så gir han etter for fristelsen og spiser desserten. Etter restaurantbesøket vil han angre på avgjørelsen. Dette handler altså ikke om det er riktig eller galt å spise creme brulee til dessert, men at det å bestille desserten er inkonsistent med beslutningen han ville tatt både i forkant og i ettertid. Slik endring i preferansene kalles ofte hyperbolsk diskontering. Tidsinkonsistente preferanser kan gjøre det vanskelig å følge en planlagt kurs for fremtiden, siden man hele tiden vil bli fristet til å avvike fra planen.

En person med inkonsistente preferanser vil naturlig nok ha problemer med å holde seg til et ”optimalt konsumnivå” dersom en har hele formuen sin tilgjengelig til enhver tid. De som vedkjenner seg at de har tidsinkonsistente preferanser vil forsøke å overvinne disse fristelsene for å holde seg til den originale planen. Dette kan gjøres enten ved en god porsjon viljestyrke, eller ved frivillig å binde sitt fremtidige jeg til den optimale planen. For en person med inkonsistente preferanser vil slike bindingsmekanismer kunne øke den totale nytten siden det da vil være lettere å holde seg til den optimale planen. En slik bindingsmekanisme kan være å betale avdrag på et boliglån. Da bygger man seg opp en formue ved å betale avdrag på boliglånet. Jeg vil først se på hvordan en nyttemaksimerende konsument med ”klassiske” preferanser vil velge optimalt nivå på konsum og sparing i ulike tidsperioder, og deretter se på hvilken allokering en konsument med hyperbolske preferanser vil velge.

2.1. En enkel PILCH-modell (permanent income-life cycle hypothesis)

Konsumentene har eksponentielle diskonteringsfunksjoner i standard økonomisk teori. Med utgangspunkt i Romer (2007) skal jeg først utlede en slik klassisk modell for konsum og sparing, der konsumenten må velge hvor mye som skal spares og hvor mye som skal konsumeres hver tidsperiode. Jeg antar at arbeidsinnsatsen og inntekten er eksogent gitt, så problemet begrenses til å velge hvor mye som skal konsumeres og hvor mye som skal spares

til neste periode. Jeg antar også at konsumenten har tilgang til en risikofri investering med samme avkastning hver periode. Nyttefunksjonen som konsumenten skal maksimere krummer mot origo så konsumenten foretrekker å glatte ut konsumet fremfor å konsumere mye i en periode og lite i en annen. Preferansene antas å være tidsseparable med en individuell neddiskontering av fremtiden som er uavhengig av tiden. En nyttemaksimerende konsument som lever i T tidsperioder møter da følgende maksimeringsproblem:

$$(2.1) \quad \text{Maksimer}_{c_1 \dots c_T} U = \sum_{t=1}^T \delta^{t-1} u(c_t) \text{ når } \begin{cases} c_t + \frac{a_t}{1+r} = y_t \\ c_{t+1} = y_{t+1} + (1+r)a_t \\ \delta \in (0,1) \end{cases}$$

der

$c_t > 0$ = konsum hver tidsperiode

y_t = den eksogent gitte inntekten

a_t = sparing

$0 < \delta$ = den subjektive diskonteringsfunksjonen

$1 + r$ = avkastning på den risikofrie investeringen

Det antas positiv men anvtakende grensenytte så $u'(c_t) > 0$ og $u''(c_t) < 0$.

Sparingen kan være både positiv og negativ, negativ sparing tilsier at konsumenten låner penger til konsum. Renten, r , er den samme for de som låner og de som sparer. Ved å eliminere a_t begrenses problemet til å bli en avveining mellom konsum i de ulike tidsperiodene. Konsumenten maksimerer da nytten med hensyn på den ”intertemporale” budsjettbetingelsen $\sum_{t=1}^T \frac{c_t}{(1+r)^{t-1}} = \sum_{i=0}^{T-1} \frac{y_{t+i}}{(1+r)^{t+i-1}}$.

Nåverdien av konsum over livssyklusen må altså være lik nåverdien av den totale inntekten. Maksimeringsproblemet løses ved langranges metode:

$$\mathcal{L} = \sum_{t=1}^T \delta^{t-1} u(c_t) - \lambda \left(\sum_{t=1}^T \frac{c_t}{(1+r)^{t-1}} - \sum_{i=0}^{T-1} \frac{y_{t+i}}{(1+r)^{t+i-1}} \right) \text{ med tilordnede}$$

$$\text{førsteordensbetingelser: } \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c_t} : \frac{\partial u}{\partial c_t} = \lambda$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c_{t+1}} : \delta \frac{\partial u}{\partial c_{t+1}} = \frac{\lambda}{1+r}$$

Ved å eliminere λ kommer en fram til Eulerlikningen $\frac{\partial u}{\partial c_t} = \delta(1+r) \frac{\partial u}{\partial c_{t+1}}$, som sier at i likevekt vil marginalnyttens være den samme i begge tidsperioder. Løsningen kan også

uttrykkes ved den marginale substitusjonsbrøk (MRS) $\frac{\frac{\partial u}{\partial c_t}}{\frac{\partial u}{\partial c_{t+1}}} = \delta(1+r)$ som viser hvor

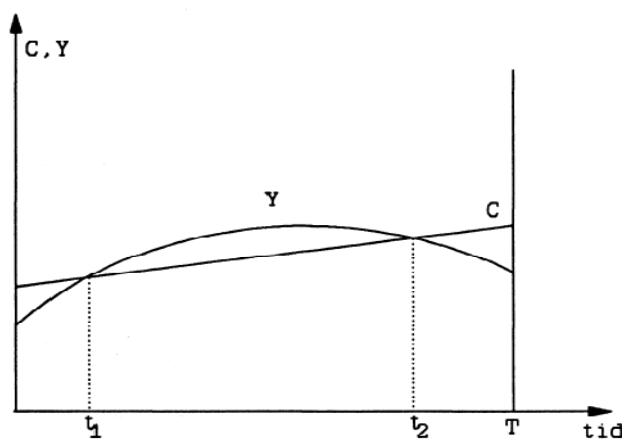
mange enhet konsum i periode t konsumenten er villig til å gi opp for en ekstra enhet konsum i periode $t+1$, og fremdeles være på det samme nyttenivået. MRS øker i avkastningen på den risikofrie investeringen, og i den subjektive diskonteringsfaktoren. Tålmodige konsumenter vil altså spare mer enn en utålmodig konsument som tillegger fremtiden lavere verdi.

Preferansene antas å være konsistente, dvs de endres ikke over tid. MRS mellom periode $t+1$

og $t+2$ blir: $MRS(t+1, t+2) = \frac{\frac{\partial u}{\partial c_{t+1}}}{\frac{\partial u}{\partial c_{t+2}}} = \delta(1+r)$. Vi ser at uttrykket for MRS er den

samme, uavhengig av tidspunktet for beslutningen. Den marginale avveiningen mellom c_t og c_{t+1} er den samme som den marginale avveiningen mellom c_{t+1} og c_{t+2} . Konsumenten vil ikke avvike fra en langsiktig plan fordi den optimale allokeringen vil være uendret over tid. Som figur 2.1 viser, vil en konsument med en eksponentiell diskontering velge å glatte ut konsumet over livssyklusen.

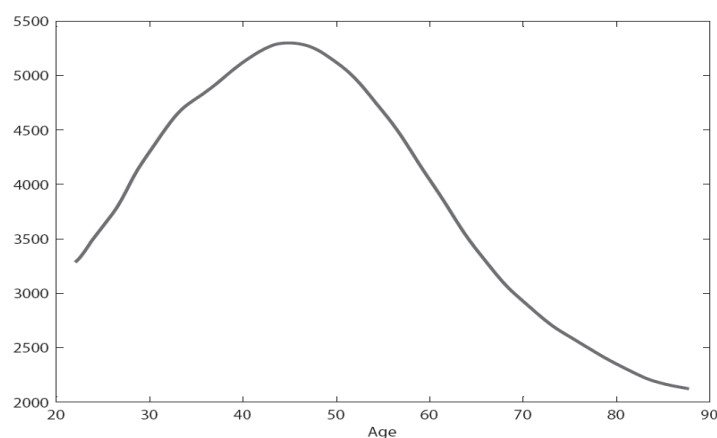
Figur 2.1: Konsum og inntekt over livssyklusen i følge permanentinntekthypotesen ($c =$ konsum, $y =$ inntekt)



Kilde: Nesbakken (1990)

Villaverde og Krueger (2007) har brukt data fra amerikanske forbruksundersøkelser for tidsperioden 1980-2001 for å se hvordan konsumvanene endrer seg over livssyklusen. Figur 2.2 viser totale utgifter til konsum over livssyklusen. Figuren viser at konsumet ikke glattes ut over livssyklusen, men at det heller følger inntekten, noe som bryter med permanentinntekthypotesen. Konsumet burde altså være mye glattere over livssyklusen enn det som er observert i virkeligheten.

Figur 2.2: Utgifter til konsum for amerikanske konsumenter over livssyklusen, i faste priser for perioden 1980-2001



Kilde: Villaverde og Krueger (2007)

Laibson (1997) foreslår en mulig forklaring på hvorfor konsum følger inntekt, nemlig at konsumentene i stedet har ”hyperbolske” preferanser.

2.2 En hyperbolsk økonomi

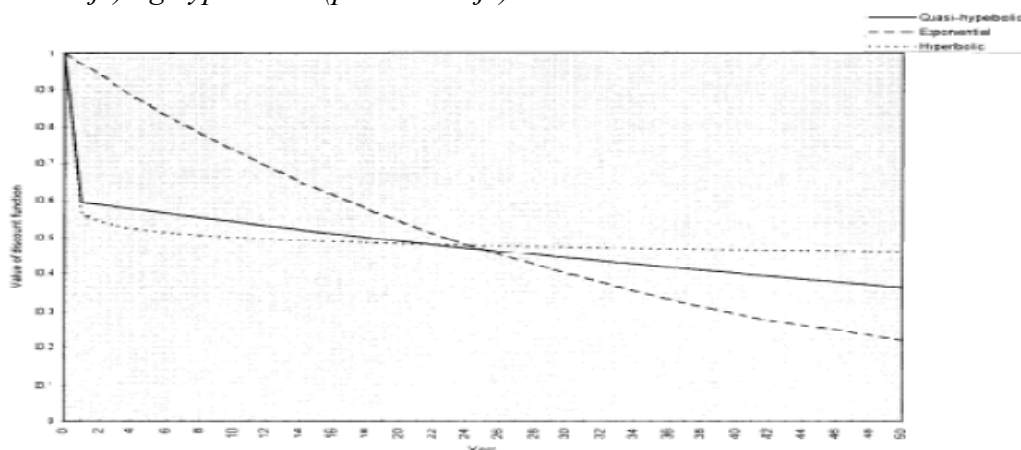
Diskonteringsfunksjonen i likning 2.1, $f(\tau) = \delta^\tau$ har konstant diskonteringsrate

$-\frac{f'(\tau)}{f(\tau)} = \ln \frac{1}{\delta}$, raten er konstant over tid. Laibson (1997) bruker i stedet en hyperbolsk

diskonteringsfunksjon $f(t) = (1 + \alpha\tau)^{-\frac{\alpha}{\gamma}}$ med en diskonteringsrate $-\frac{f'(\tau)}{f(\tau)} = \frac{\gamma}{1+\alpha\tau}$ som

faller når τ øker. Hyperbolske diskonteringsfunksjoner illustrerer at det kan være en konflikt mellom preferansene på kort og lang sikt, som Laibson kaller problemer med selvregulering. Som en forenkling bruker han i stedet en kvasihyperbolsk funksjon. Ved å innføre $0 < \beta < 1$ i den klassiske nyttefunksjonen, vil den etterlikne den hyperbolske funksjonen ganske godt. Dette er illustrert i figur 2.3. Den kvasihyperbolske funksjonen vil ha verdiene $1, \beta\delta, \beta\delta^2$ så funksjonen avtar over tid, slik som den hyperbolske.

Figur 2.3 Tre diskonteringsfunksjoner: Eksponentiell (stiplet linje), kvasihyperbolsk (heltrukket linje) og hyperbolsk (prikkete linje).



Kilde: Laibson (1997)

For å sammenlikne den hyperbolske funksjonen med den klassiske, setter jeg inn β i likning 2.1. På lang sikt har hyperbolske konsumenter en relativt lav diskonteringsfunksjon som er det samme som i den klassiske modellen, mens de på kort sikt har en høyere diskonteringsfunksjon. Konsumentenes preferanser viser en konflikt mellom preferansene på kort og lang sikt

Maksimeringsproblemet blir:

$$\text{maksimer}_{c_t \dots c_T} u(c_t) + \beta \sum_{i=1}^{T-t} \delta^i u(c_{t+i}) \text{ når } \sum_{i=0}^{T-t} \frac{c_{t+i}}{(1+r)^i} = \sum_{i=0}^{T-t} \frac{y_{t+i}}{(1+r)^i} \quad i = 1 \dots T$$

der

$0 < \beta < 1 = \text{den kortsikige diskonteringsfaktoren}$

Jeg bruker igjen Lagranges metode for å finne de optimale løsningene:

$$\mathcal{L} = u(c_t) + \beta \sum_{i=1}^{T-t} \delta^i u(c_{t+i}) - \lambda \left(\sum_{i=0}^{T-t} \frac{c_{t+i}}{(1+r)^i} - \sum_{i=0}^{T-t} \frac{y_{t+i}}{(1+r)^i} \right)$$

Førsteordensbetingelsene for maksimeringsproblemet er:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c_t} = 0: \frac{\partial U}{\partial c_t} = \lambda$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c_{t+1}} = 0: \beta \delta \frac{\partial U}{\partial c_{t+1}} = \frac{\lambda}{1+r}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c_{t+2}} = 0: \beta \delta^2 \frac{\partial U}{\partial c_{t+2}} = \frac{\lambda}{(1+r)^2}$$

Sett fra tidspunkt t er eulerlikningen mellom periode $t+1$ og $t+2$ lik $\frac{\partial u}{\partial c_{t+1}} = \delta(1+r) \frac{\partial u}{\partial c_{t+2}}$, dvs. marginalnykten i periode t er lik marginalnykten i periode $t+1$, neddiskontert med den langsiktige diskonteringsfaktoren, den samme som i den klassiske modellen. Eulerlikningen mellom periode t (som konsumenten befinner seg i ved beslutningstidspunktet) og $t+1$ er $\frac{\partial u}{\partial c_t} = \beta \delta(1+r) \frac{\partial u}{\partial c_{t+1}}$. Eulerlikningen inneholder også den kortsiktige diskonteringsfaktoren.

Det kan illustreres ved å sammenligne MRS mellom ulike tidsperioder:

$$MRS(t, t+1) = \frac{\frac{\partial U}{\partial c_t}}{\frac{\partial U}{\partial c_{t+1}}} = \beta \delta(1+r) < \delta(1+r) = \frac{\frac{\partial U}{\partial c_{t+1}}}{\frac{\partial U}{\partial c_{t+2}}} = MRS(t+1, t+2)$$

Konsumenten tillegger den nåværende perioden mer verdi, så MRS mellom beslutningsperioden og neste periode er lavere enn MRS mellom to fremtidige perioder. Når så neste periode kommer, slik at konsumenten i stedet befinner seg i periode $t+1$ vil MRS endres så den inneholder den kortsiktige diskonteringsfaktoren. Det er en konflikt mellom hva som er en optimal plan sett fra i dag og i fremtiden. Konsumenten har dynamisk inkonsistente preferanser.

Det finnes altså flere typer konsumenter:

- Klassiske konsumenter uten den kortsiktige diskonteringsfunksjonen, de har ikke problemer med selvkontroll og derfor ikke noe behov for å binde sitt fremtidige jeg.
- Myopiske konsumenter har hyperbolske preferanser men de innser det ikke selv, og blir derfor like overrasket hver gang de avviker fra sin optimale langsiktige plan.
- Sofistikerte konsumenter innser at de har dynamisk inkonsistente preferanser. Når en hendelse kommer nærmere i tid innser de at de vil ønske å konsumere mer enn det som er optimalt i henhold til en langsiktig plan og vil derfor prøve å binde sitt fremtidige jeg.

Laibson (1997) tar utgangspunkt i sofistikerte konsumenter, som vet at de kommer til å endre preferansene sine. Det er lett å si at neste år skal en begynne å spise sunt eller begynne å spare mer. Når neste år faktisk kommer, vil man ønske å utsette planene enda et år. De som innser dette, vil forsøke å binde sitt fremtidige jeg til å gjennomføre planen. Det er vanskelig å skille mellom de med klassiske preferanser og de myopiske fordi ingen av dem ser nytten av å binde sitt fremtidige jeg. Det går an å se etter spor av de sofistikerte konsumentene, ved

å observere adferd der man forsøker å tvinge sitt fremtidige jeg til å holde seg til en optimal plan, for eksempel observere hvor konsumentene velger å plassere sparepengene sine. Eksempler på investeringer individer kan gjøre for å binde seg selv er å investere i en ikke-likvid eiendel, som det kan være vanskelig å selge på kort sikt på grunn av transaksjonskostnader, for eksempel boligkjøp. I artikkelen til Laibson (1997) hevder han at konsumentene ønsker å spare mer enn de faktisk gjør, og at nytten derfor kan økes ved å binde seg til spareplaner. I husholdningssektoren i USA for perioden 1945-94 var over 2/3 av husholdningenes sparing bundet opp i ikke-likvide midler, som pensjonsforsikringer, eiendom osv. Det er selvsagt andre fordeler ved å plassere pengene sine her, som høy forventet avkastning eller spredning av risiko, men det kan også være en indikator på at en del av befolkningen har hyperbolske preferanser.

I Laibsons (1997) modeller er det derfor to forskjellige steder konsumenten kan plassere pengene sine, en likvid plassering, x_t for eksempel som vanlig bankinnskudd, og en ikke-likvid plassering, z_t . Avkastningen på de to investeringene antas å være den samme slik at det eneste motivet for å velge den ikke-likvide plasseringen er å begrense muligheten til å avvike fra en langsiktig spareplan.

Konsumentens formue i periode t består av sparingen fra forrige periode og en eksogent gitt arbeidsinntekt:

$$(1 + r)(x_{t-1} + z_{t-1}) + y_t$$

der

$$x_{t-1} = \text{likvide midler}$$

$$z_{t-1} = \text{ikke - likvide midler}$$

$$(1 + r) =$$

avkastningen på plasseringene som er den samme for begge investeringene

y_t = den eksogent gitte arbeidsinntekten

Konsumenten velger x_t og z_t med hensyn på budsjettbetingelsen:

$$c_t + x_t + z_t = (1 + r)x_{t-1} + (1 + r)z_{t-1} + y_t$$

der

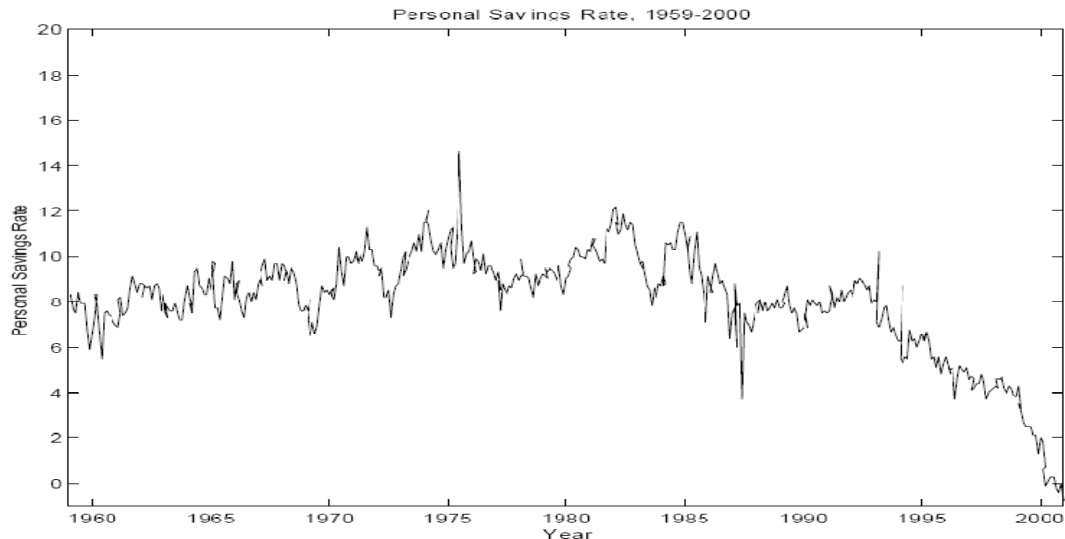
$$z_t > 0, x_t > 0$$

Dersom konsumenten ønsker å bruke av den ikke-likvide plasseringen vil ikke midlene være tilgjengelige før i neste periode, så den langsiktige diskonteringsfaktoren legges til grunn for beslutningen og ikke den kortsiktige. Sofistikerte konsumenter vil forstå at det fremtidige jeg-et vil overkonsumere, så da vil mest mulig midler plasseres i z_t . Konsum i periode t kan derfor ikke overstige arbeidsinntekten og den likvide plasseringen:

$$c_t \leq (1 + r)x_{t-1} + y_t$$

Som figur 2.4 viser falt spareraten i USA dramatisk på 80-90 tallet. Dette kan ikke modellen fra likning 2.1 forklare. I denne tidsperioden var det store endringer i kredittmarkedet, husholdningene fikk lettere tilgang på kreditt. Laibson (1997) forklarer at hyperbolske konsumenter har vanskeligere for å binde seg til en plan ved en slik utvikling og derfor vil sparingen reduseres.

Figur 2.4: Spareraten i USA, 1959-2000



Kilde: Krueger(2007)

Dersom konsumentene får tilgang på kreditt og kan låne ubegrenset av den ikke-likvide plasseringen, vil konsummulighetene øke: $c_t \leq (1 + r)(x_{t-1} + z_{t-1}) + y_t$, så bindingsmekanismen fungerer ikke lenger.

Sett fra periode t vil dette ha to motstridende effekter på den totale nytten.

Konsummuligheten øker på kort sikt, så den kortsiktige nytten øker. Ved å avvike fra den langsiktige planen, reduseres nytten på lang sikt. For å finne en optimal løsning i en hyperbolsk økonomi, transformerer han nyttemaksimeringsproblemet til et spill som går over T perioder mellom T "spillere" som er T utgaver av "jag-er", så finner han en delspill-perfekt likevekt. Jeg velger å stoppe her, siden poenget med dette kapittelet var å illustrere at det kan være en konflikt mellom dagens preferanser og preferanser i fremtiden, og det å holde seg til en langsiktig plan kan være utfordrende.

Laibson forutsetter $z_t \geq 0$ og $x_t \geq 0$, slik at konsumenten ikke har noe mulighet til å avgjøre hva fremtidig arbeidsinntekt skal brukes til. I periode t har konsumenten da kun kontroll over formue akkumulert i fortiden og har ikke kontroll over inntekt som kommer i fremtiden. Til tross for at konsumenten kan ha en betydelig formue plassert i den ikke-likvide beholdningen, vil allikevel konsument følge inntekten. Ved å slippe opp på denne antakelsen kan det å betale ned på et lån sees på som tvunget sparing, dette ser han bort ifra siden avdragene er uavhengige av endringer i inntekt, så det går uansett ikke an å innføre en fullstendig binding av fremtidig inntekt. Jeg ønsker å slippe opp på denne antakelsen så konsummulighetene begrenses av:

$$c_t \leq (1 + r)x_{t-1} + y_t - m_t$$

der

$$m_t = \text{avdrag på lån}$$

Dersom konsumentene har hyperbolske preferanser vil de kunne øke nytten ved å binde sitt fremtidige jeg. Sammenliknet med å plassere penger i banken kan husholdningene dermed oppleve en nytteøkning ved å kjøpe bolig og på den måten binde seg til en spareplan ved å betale ned på boliglånet.

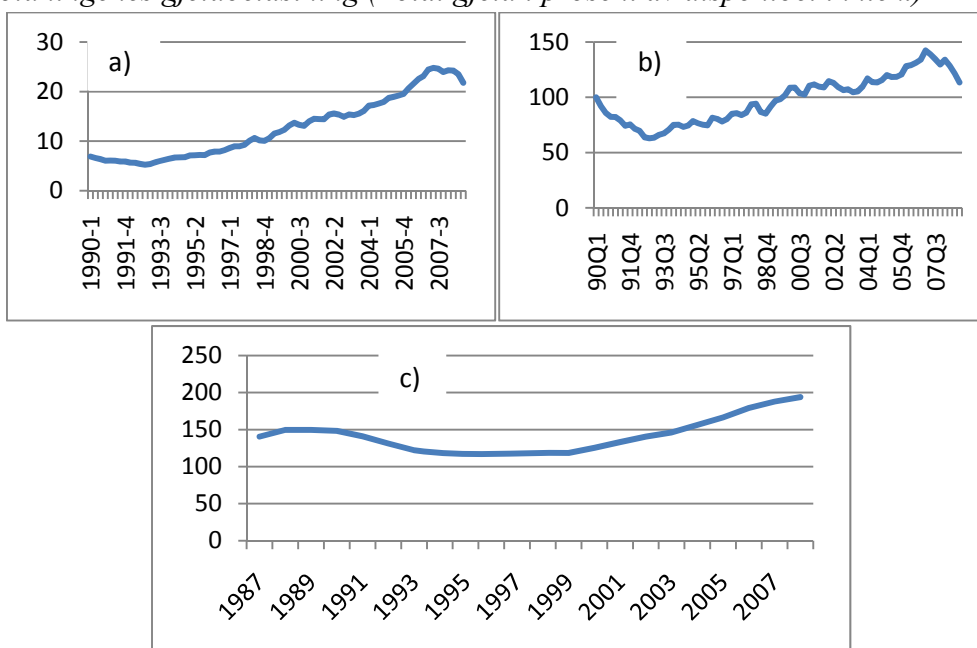
3. Boligprisutviklingen i Norge og endringer i bankenes kredittilbud

Det har vært en sterk vekst i boligprisene de siste 20 årene. fra 1990 til 2008 steg boligprisene i Norge med 216 prosent (Figur 3.1.a). I samme periode steg lønnsinntektene med 179 prosent, så boligprisveksten har vært noe høyere (figur 3.1.b). Den relative økningen i husholdningenes gjeldsbelastning har i samme periode vært på 34 prosent. Det er spesielt fra 2002 at gjeldsbelastningen har økt sterk (figur 3.1.c).

Figur 3.1: a) Boligprisutviklingen i Norge, kvartalstall for perioden 1990-2008.

b) Boligprisene i Norge deflatert med inntekt, der 1980=100

c) Husholdningenes gjeldsbelastning (Total gjeld i prosent av disponibel inntekt)



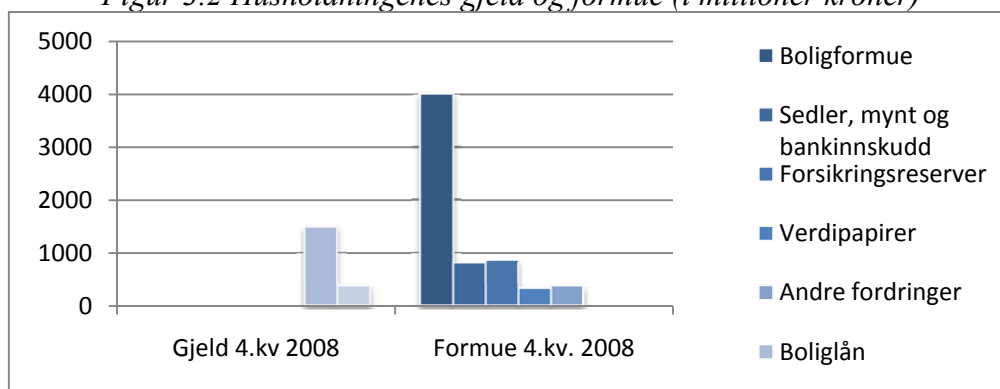
Kilde: Norges Bank, SSB, NEF, EFF, ECON og FINN.no

I samme periode har det vært en rekke endringer i bankenes kredittilbud. Det kan derfor se ut som disse endringene kan være en årsak til økt gjeldsbelastning.

3.1 Utviklingen i det norske kredittmarkedet

En stor del av norske husholdningenes gjeld og formue er knyttet opp til boligen (figur 3.2). Derfor blir boligen et viktig spare- og investeringsobjekt. Omtrent 80 prosent av husholdningen i Norge eier sin egen bolig. Det kan tyde på at norske husholdninger ser det som mer gunstig å ha sparepengene bundet opp i boligen i stedet for å ha de tilgjengelig for eksempel på bankkonto. Sett i lys av en hyperbolsk økonomi virker dette rimelig.

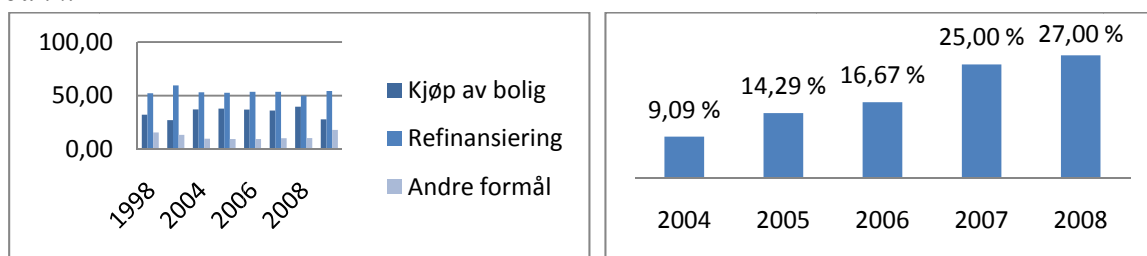
Figur 3.2 Husholdningenes gjeld og formue (i millioner kroner)



Kilde: Norges Bank

Finanstilsynets boliglånsundersøkelser viser at markedet for boliglån har gjennomgått store strukturelle endringer etter dereguleringen på 80 tallet. Jeg har sammenliknet undersøkelsene fra 1999-2009¹ for å finne hovedtrekkene av disse endringene. 75 prosent av boligkjøpene i Norge er lånefinansiert. (Jacobsen og Naug (2004a)). Tilgangen på kreditt er derfor viktig for husholdningenes betalingsevne og dermed etterspørselen etter bolig. Undersøkelsene har foregått ved at Finanstilsynet har sendt ut spørreskjemaer til både sparebanker og forretningsbanker, i hovedsak de største bankene. Undersøkelsen fra 2008 dekket 83 prosent av markedet for bankutlån med pant i bolig².

Figur 3.3.a) Finansieringsformål i prosent av total portefølje, b) Refinansiering hos annen bank:



Kilde: Finanstilsynets boliglånsundersøkelser 1999-2009

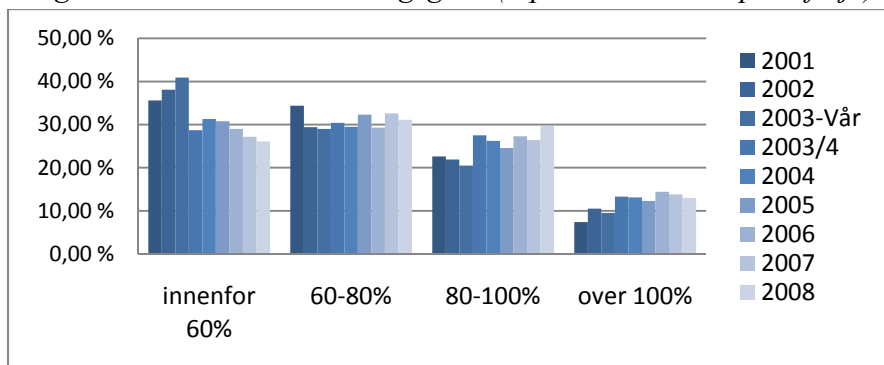
Samtlige undersøkelser rapporterer om sterk konkurranse om bankkundene. De første undersøkelsene forklarer at renten på lån kan være lavere enn renten som er oppgitt på grunn av konkurranse. Fra 2004 rapporteres det om andelen lån som refinansieres der låntaker bytter bank. Dette kan si noe om konkurransen mellom bankene. Figur 3.3.a viser finansieringsformål for de utbetalte lånene. Det er kun en liten del av lånene som går til kjøp av bolig (figur 3.3.a). Gjennom hele perioden har ca 50 prosent av lånene gått til refinansiering. I boliglånsundersøkelsene fra 2004 til 2008 skrives det om andelen av disse

¹ Undersøkelsene har vært gjennomført siden 1994, men på nettsidene til finanstilsynet er den eldste undersøkelsen som er tilgjengelig fra 1999.

² De senere årene har de sendt ut separate skjemaer for nedbetalingslån og rammelån. Jeg har konsentrert meg om nedbetalingslån siden rammekreditter som regel brukes til kjøp av bil, båt, hytte osv, men ikke til kjøp av bolig.

som refinansierer hos annen bank. Det kan se ut som det er en økende tendens til å bytte bank blant låntakerne (figur 3.3.b). En mulig forklaring på endringer i bankenes kredittilbud er derfor sterk konkurranse. Kundene vil kunne gå til en annen bank dersom banken ikke tilpasser seg endringer i markedet.

Figur 3.4 Utlån etter belåningsgrad (i prosent av total portefølje)

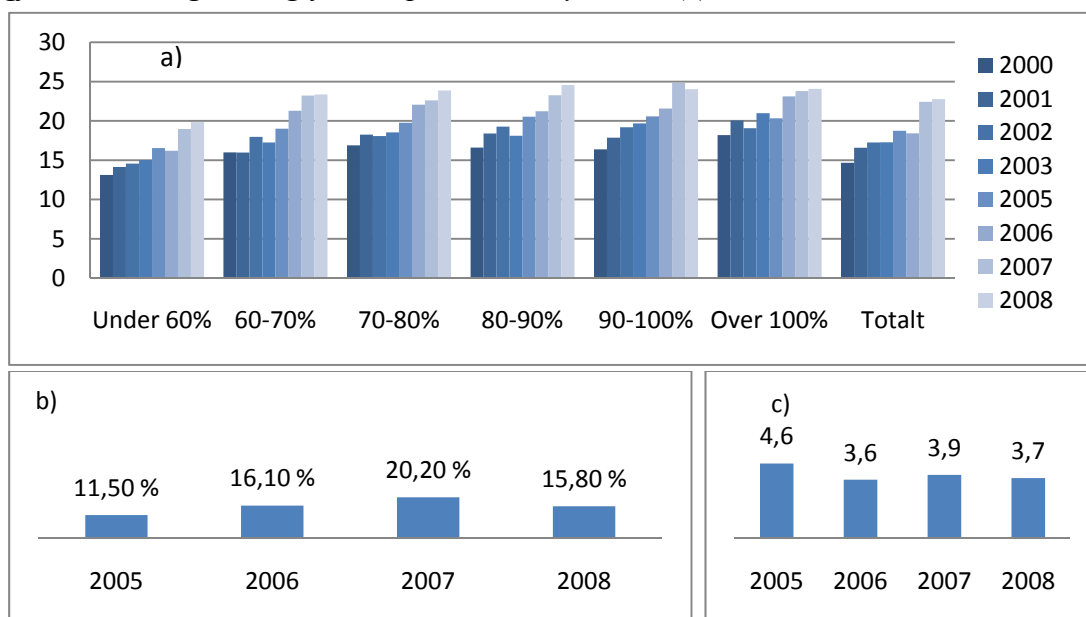


Kilde: Finanstilsynet

Boliglån der lånet utgjør over 100 prosent av boligens verdi har også steget noe de siste årene, samtidig som lån innenfor 60 prosent ser ut til å reduseres (figur 3.4).

Den mest merkverdige endringen i bankenes tilbud av boliglån er at løpetiden på boliglånene har økt betraktelig. Jeg har kun tall tilbake til 2000, men fra 2000 til 2008 har gjennomsnittlig løpetid økt fra 15 år til 23 år. (figur 3.5.a) Samtidig har bankene begynt å markedsføre lån med avdragsfrihet i sterkere grad enn før. Dersom en kunde får innvilget 5 år med avdragsfrihet, vil også løpetiden på lånet øke med 5 år.

Figur 3.5: Løpetid for ulike belåningsgrader (a), omfanget av avdragsfrie lån (b) og gjennomsnittlig avdragsfrihet i prosent av nye utlån (c)



Kilde: Finanstilsynet

Jeg har kun tall på avdragsfrihet for perioden 2005-2008, men det kan ut som husholdningene tar opp avdragsfrie lån i en viss grad. I 2008 var omtrent 16 prosent av lånene innvilget med avdragsfrihet (figur 3.5.b), der antall års avdragsfrihet i gjennomsnitt var omtrent 4 år (figur 3.5.c).

I undersøkelsen er også rutinene ved innvilgelse av kreditt kartlagt. Samtlige boliglånsundersøkelser rapporterer at det i hovedsak legges vekt på låntakers tilbakebetalingsevne, før verdien på panteobjektet ved innvilgelse av lån. De fleste bankene bruker egne modeller for beregning av likviditetsoverskudd etter faste utgifter for å vurdere låntakers tilbakebetalingsevne. I de tidligere undersøkelsene gikk bankene i tillegg etter tommelfingerregler, for eksempel at låntakers samlet gjeld ikke skal overstige 2,5-3 ganger inntekt. I undersøkelsen fra 2008 kan det se ut som bankene har gått bort fra dette og kun ser på likviditetsoverskudd. Ut ifra undersøkelsen tar bankene høyde for renteøkninger også, de beregner likviditetsoverskudd ved et rentepåslag på 3-5 prosent. Lengre løpetider og en økning i tilbudet av lån med avdragsfrihet kan indikere at verdien på pantet tillegges større vekt ved innvilgelse av boliglån, men allikevel ser det ut som det er tilbakebetalingsevnen som tillegges størst verdi.

Endringene i bankenes kreditttilbud indikerer at bankene tillater en høyere gjeldsbelastning. For gitt inntekt kan husholdningene betjene et større lån dersom løpetiden på lånet øker. I Jacobsen og Naugs (2004a) modell fra artikkelen "Hva driver boligprisene" har de funnet effekter av inntekt, rente, arbeidsledighet og forventninger på boligprisene. Denne skal jeg i de påfølgende kapitlene reestimere og deretter teste om gjeldsbelastning har noen effekt på boligprisene.

4. Modellering av boligprisene i Norge

Jeg skal reestimere Jakobobsen og Naug sin modell for hva som driver boligprisene, derfor vil jeg først utlede deres teoretiske modell for hva som påvirker boligprisene.

4.1 En teoretisk modell for de norske boligprisene

Både tilbudet av og etterspørselen etter bolig påvirker boligprisene. Siden det tar lang tid å bygge en bolig, er det rimelig å anta at prisene er etterspørselsdrevet på kort sikt og at boligmassen er konstant. Ved forventninger om økende priser kan det å investere i en bolig sees på som en god investering sammenliknet med for eksempel å sette penger i banken. Alle har et grunnleggende behov for et sted å bo så bolig er samtidig et nødvendighetsgode. I Jacobsen og Naugs (2004a) artikkel, (heretter J&N) antas det at etterspørselen etter bolig for boligkonsum dominerer. Boligetterspørselen kan også dekkes ved å leie en bolig i stedet. Det ser man bort ifra her og antar at boligetterspørselen er proporsjonal med etterspørselen etter å kjøpe bolig. Artikkelen begrenser seg til å se på kort sikt. De ser derfor på bevegelser i boligpris for gitt boligmasse. For å finne en likning for boligprisene, tar de først utgangspunkt i en likning som viser samlet etterspørsel etter bolig:

$$(4.1) \quad H^D = f\left(\frac{V}{P}, \frac{V}{HL}, Y, X\right) \quad f_1 < 0, f_2 < 0, f_3 > 0$$

der

H^D = etterspørsel etter boliger

V = samlet bokostnad ved å eie

P = indeks for priser på andre varer enn bolig

HL = husleie, dvs bokostnad for leietaker

Y = disponibel realinntekt

X =

andre observerbare faktorer som demografiske forhold, bankenes utlånspolitikk, forventninger om fremtidige inntekter og kostnader, osv.

f_i = den deriverte mhp argument i

Bokostnadene tolkes her som godene boligeier må gi avkall på ved å eie og bruke en bolig.

$$(4.2) \quad \frac{V}{P} = \frac{PH}{P} BK = \frac{PH}{P} [i(1 - \tau) - E\pi - (E\pi^{PH} - E\pi)]$$

der

BK = bokostnad per realkrone investert i bolig

PH = pris på en gjennomsnittsbolig i kroner

i = nominell rente

τ = marginalskatt på kapitalinntekter og utgifter

$E\pi$ = forventet inflasjon

$E\pi^{PH}$ = forventet vekst i boligprisene

De fleste boligkjøp er lånefinansiert. Derfor vil renteutviklingen være viktig for boligprisene. Uttrykket $\{i(1 - \tau) - E\pi\}$ viser realrenten etter skatt. Bokostnadene vil stige dersom

realrenten øker, fordi de reelle rentekostnadene ved boliglån da blir høyere (og reelle renteinntekter boligeier går glipp av ved å ha egenkapital plassert i bolig vil stige). $\{E\pi^{PH} - E\pi\}$ viser forventet realprisvekst på bolig. Dersom det forventes at boligprisene øker mer enn inflasjonen, vil forventet boligformue øke så de reelle bokostnadene faller. Likningen kan forenkles til

$$(4.2') \quad \frac{V}{P} = \frac{PH}{P} BK = \frac{PH}{P} [i(1 - \tau) - E\pi^{PH}]$$

Bokostnaden øker dersom nominell rente etter skatt øker og reduseres ved en forventet økning i boligprisene. Samlet etterspørsel etter bolig uttrykkes altså ved likning 4.1 og 4.2. Som sagt så antas det at tilbudet av boliger er konstant på kort sikt. Boligprisene PH tolkes som prisen som gjør at boligetterspørselen er lik dette gitte tilbudet. Økt etterspørsel fører selvsagt til økte priser for gitt tilbud. Stigende boligpriser representerer derfor økt etterspørsel etter bolig. For å finne et uttrykk for boligprisene løses likning (4.1.) og (4.2) for PH , der det også benyttes en semi-logaritmisk funksjonsform:

$$(4.3) \quad PH = \beta_1 \ln P + (1 - \beta_1) \ln HL + \beta_2 \ln Y + \beta_3 BK + \beta_4 H + \beta_5 g(X)$$

der

$H = \text{samlet boligmasse}$

Den disponible realinntekten defineres som:

$$(4.4) \quad Y = \frac{YN}{P^{\alpha_1} HL^{\alpha_2} PH^{\alpha_3}}$$

der

$YN = \text{nominell disponibel inntekt}$

$$\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1 \quad \alpha_1 < \beta_1, \alpha_2 < \beta_2$$

Det tas hensyn til at økte boligpriser gir redusert kjøpekraft i boligmarkedet. For gitt nominell inntekt vil økte boligpriser gi redusert kjøpekraft både for de som skal inn på boligmarkedet og de som skal kjøpe en større bolig. Det antas at de som skal ut av boligmarkedet bruker den økte formuen til andre ting enn bolig. Så totalt sett reduseres kjøpekraften i boligmarkedet.

Ved å løse (4.3) og (4.4) for PH , kommer man frem til det endelige uttrykket for etterspørselen etter bolig.

$$(4.5) \quad \ln PH = \varphi_1 \ln P_t + \varphi_2 \ln HL_t + \varphi_3 \ln YN_t + \varphi_4 (i(1 - \tau) - E\pi^{PH})_t + \varphi_5 \ln H_t + \varphi_6 g(X_t) + \varepsilon_t$$

der

$$\varphi_1 = (\beta_1 - \beta_2 \alpha_2) / \gamma$$

$$\varphi_2 = (1 - \beta_1 - \beta_2 \alpha_2) / \gamma$$

$$\varphi_3 = \beta_2 / \gamma$$

$$\varphi_4 = \beta_3 / \gamma$$

$$\varphi_5 = \beta_4/\gamma$$

$$\varphi_6 = \beta_5/\gamma$$

$$\gamma = 1 - \beta_2\alpha_3$$

ε_t er et ikke-observerbart stokastisk restledd som representerer ikke-observerbare forhold som er utelatt fra likningen.

Ved økt inflasjon vil et eventuelt boliglån ”skrumpe inn”. Derfor går jeg ut fra at $\varphi_1 \geq 0$. Dersom husleien øker, vil det være med gunstig å kjøpe bolig for utleie, og mer gunstig å eie fremfor å leie, så jeg antar at $\varphi_2 \geq 0$. I den empiriske modellen nedenfor finner de ikke signifikante effekter av husleie eller inflasjon. Da må $\varphi_1 = \varphi_2 = 0$. for at denne betingelsen skal være oppfylt må $\beta_2 > 1$, dvs inntektselastisiteten må være større enn en i den empiriske modellen. Det antas at etterspørselen etter bolig øker i inntekten. Da må $\varphi_3 > 0$. Stigende rentekostnader påvirker etterspørselen negativt. Lavere renter eller forventninger om boligprisvekst gjør det mer gunstig å investere i bolig enn å sette penger i banken, så $\varphi_4 < 0$. Dersom det bygges flere boliger vil boligmasse øke. Dette er altså en tilbudseffekt som antas å være uendret på kort sikt. Økt boligmasse vil for gitt etterspørsel redusere boligprisene så $\varphi_5 \leq 0$. X representerer andre faktorer som påvirker boligprisene, bl.a. bankenes tilbud at kreditt. Dette diskuteres nedenfor.

$E\pi^{PH}$, forventet vekst i boligprisene, kan ikke observeres ut ifra data men kan ha mye å si for boligprisene. En rentereduksjon kan skape forventninger om økte boligpriser. Da kan det tenkes at husholdningene vil fremskynde et boligkjøp. Hvis husholdningene forventer en svak utvikling i egen økonomi eller i samfunnet generelt, kan det gjøre at de vil vente med å kjøpe bolig. Stigende arbeidsledighet kan skape forventninger om redusert etterspørsel etter bolig. For å prøve å fange opp virkningen av prisforventninger inkluderes derfor arbeidsledighet og en indikator for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi

Siden de fleste boligkjøp lånefinansieres vil bankenes utlån være viktig for husholdningenes betalingsevne. Bankenes tilbud av kreditt til husholdningene beskrives ved likningen:

$$(4.6) \quad L^S = h\left(O, REG, Y, U, \frac{PH}{P}\right) \quad h_1 > 0, h_2 < 0, h_3 > 0, h_4 < 0, h_5 > 0$$

der

L^S = bankenes tilbud av kreditt til husholdningene

O = lønnsomhet i bankene

REG = offentlig regulering av bankenes utlån

U = arbeidsledighetsraten

h_i er den deriverte av h mhp argument i

Ifølge likningen vil tilbudet av boliglån reduseres dersom lønnsomheten til bankene går ned, ved strengere offentlige reguleringer, ved lavere inntekt eller lavere forventede inntekter representert ved arbeidsledigheten, eller ved redusert panteverdi på boligen, $(\frac{PH}{P})$.

J&N tester for kreditttilbud ved å inkludere husholdningenes gjeld som forklaringsfaktor i boligprismodellen. Det er rimelig å anta at økte boligpriser gjør at husholdningene tar opp

mer gjeld. Da er gjeld en endogen variabel. Siden arbeidsledighet og inntekt allerede er inkludert i likning (4.5), må de bruke lønnsomhet i bankene og offentlige reguleringer som instrumentvariable. Så likningen kan kun identifiseres dersom tilbudet av kreditt er begrenset av bankenes lønnsomhet eller offentlige reguleringer. Dersom resultatet blir ikke-signifikant sier det kun at kreditten ikke var begrenset av lønnsomhet i bankene og offentlige reguleringer. Jeg vil senere inkludere husholdningenes gjeldsbelastning som forklaringsfaktor for bankenes tilbud av kreditt. For at husholdninger skal ha mulighet til å kjøpe bolig etter en periode der boligprisene har økt mye mer enn lønnsinntektene, må de ta opp større gjeld. Som diskutert i kapittel 3 har det skjedd en rekke endringer i bankenes tilbud av lån til husholdningene som har gjort dette mulig. Først vil jeg reestimere J&N sin modell over en lengre tidsperiode.

4.2 En empirisk modell for de norske boligprisene

I teorien er det altså mange faktorer som kan spille en rolle for utviklingen i boligprisene. J&N har testet for ulike effekter. Datasettet de brukte er for tidsperioden 2. kvartal 1990 til 4. kvartal 2004, de kunne derfor ikke inkludere alle variablene i likning 4.5 med både løpende og tilbakedaterte verdier. De testet i stedet flere modeller med kun en delmengde av variablene. For å forenkle den dynamiske spesifikasjonen påla J&N restriksjoner som ikke kunne forkastes. Indeksene for betalt husleie og samlet husleie i konsumprisindeksen (KPI) og øvrige deler av KPI justert for avgifter og uten energivarer fikk koeffisienter og t-verdier tilnærmet lik null. Modeller med nominell rente føyer bedre enn modeller med realrente. Demografiske effekter (totalbefolkningen, andel av befolkningen i alder 20-24 år og 25-39 år, mål på flytting og sentralisering) kan spille inn på regionalt nivå, men tidsserien for boligprisene er for hele landet og det kan forklare hvorfor J&N da ikke fant signifikante effekter av en slik variabel. J&N fant heller ikke signifikante effekter av husholdningenes gjeld. Som diskutert i forrige kapittel betyr det at kreditten ikke var begrenset av offentlige reguleringer eller bankenes lønnsomhet. De satt dermed igjen med modellen i tabell 4.1

J&N bruker en feiljusteringsmodell for logaritmen til boligprisene. Boligpriser, inntekt, arbeidsledighet og boligmasse er målt i logaritmer mens rente og forventningsindikatoren er målt som rater. Ved å differensiere en variabel som er målt i logaritmisk skala får vi den relative endringen i variabelen fra et kvartal til neste. Derfor er koeffisienten foran inntekt en elastisitet, den viser relative endringer i boligprisene ved en relativ endring i inntekten. Renten er målt som rate, derfor viser koeffisienten foran renten prosentvise endringer i boligprisene ved en absolutt endring i renten³.

³ Dersom renten endres fra 2 til 3 prosent, er det en relativ endring på $\frac{3-2}{2} = 0,5$, dvs 50% mens en endring fra 5 til 6 prosent gir en relativ endring på $\frac{6-5}{5} = 0,20$ dvs. en relativ endring på 20%.

Tabell 4.1: Jakobsen og Naug (2004a) sin modell for boligprisene i Norge.

$$(4.7) \quad \Delta \text{boligpris}_t = 0,12\Delta \text{inntekt}_t - 3,16\Delta \text{RENTE}(1-\tau)_t - 1,47\Delta(\text{RENTE}(1-\tau)_{t-1} + 0,04\text{FORV}_t - 0,12[\text{boligpris}_{t-1} + 4,47(\text{RENTE}(1-\tau)_{t-1} + 0,45\text{ledighet}_t - 1,66(\text{inntekt-boligmasse})_{t-1}]) + 0,56 + 0,04S_1 + 0,02S_2 + 0,01S_3$$

Estimeringsperiode: 1990:2 til 2004:1

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode

Δ er en differensoperator: $\Delta x_t = (x_t - x_{t-1})$

Alle variablene er signifikante på 5 prosents nivå.

Små bokstaver angir at variablene er målt på logaritmisk skala.

Variablene er definert ved:

<i>boligpris</i>	= Prisindeks for brukte boliger. Kilde: NEF, EFF, FINN.no og ECON
<i>RENTE(1-τ)</i>	= Bankenes gjennomsnittlige utlånsrente etter skatt, der τ er den marginale skattesatsen. Kilde: Norges Bank
<i>FORV</i>	= Forventningsindikator for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi, målt som rate. Kilde: TNS Gallup. Se appendiks C for nærmere beskrivelse av forventningsindikatoren .
<i>ledighet</i>	=Arbeidsledighetsraten. Kilde: NAV
<i>inntekt</i>	= Samlet lønnsinntekt i økonomien. Kilde: SSB
<i>boligmasse</i>	= Boligmassen målt i faste priser. Kilde: SSB
<i>S_i</i>	=Sesongvariabel som er lik 1 i kvartal i, null ellers.

Kilde: Jakobsen og Naug (2004a).

Uttrykket i klammeparentesen viser avvik fra en langtidssammenheng mellom boligpriser, rente, ledighet, inntekt og boligmassen⁴. En langtidskoeffisient på -0,12 tilsier at boligprisene vil øke med 0,12 prosent i kvartal t dersom boligprisene ligger en prosent under denne estimerte langtidssammenhengen i periode t-1. For uendrede verdier på de andre variablene vil det ta $\frac{1}{0,12} = 8,3$ kvartaler dvs. omtrent to år for boligprisene å komme tilbake til langtidssammenhengen.

Den kortsiktige inntektselastisiteten er på 0,12. Dette indikerer at boligprisene vil endres med 0,12 prosent hvis inntekten endres 1 prosent. I løpet av et år vil boligprisene da stige med 0,48 prosent⁵. Boligmassen og lønnsinntektene er sterkt korrelerte. De blir derfor uskarpt estimert hver for seg. Det er derfor pålagt en restriksjon om at variablene skal ha samme langtidseffekt men med ulikt fortegn. Boligprisene vil øke med 1,66 prosent på lang sikt

⁴På lang sikt er $y_t = y_{t-1}$ så alle variablene på formen $\Delta y_t = 0$. Sitter da igjen med uttrykket inne i klammeparantesen. Dersom $\text{boligpris}_{t-1} \neq -4,47(\text{RENTE}(1-\tau)_{t-1} - 0,45\text{ledighet}_t + 1,66(\text{inntekt-boligmasse})_{t-1})$ er det et avvik fra langtidssammenhengen.

⁵ $0,12 \cdot 4 = 0,48$

dersom inntekten øker med en prosent og vil avta med 1,66 prosent dersom boligmassen øker med en prosent. I perioden 1999 til 2003 vokste boligmassen i gjennomsnitt med 2 prosent og lønnsinntektene med 5 prosent per år. Da vil boligprisene vokse i gjennomsnitt med 5 prosent per år for gitte verdier av de andre variablene⁶. Boligprisene vil altså vokse i takt med lønnsinntektene på lang sikt⁷.

Dersom renten stiger med en prosent vil boligprisene vil falle med 2,28 prosent det første kvartalet og med 1,06 prosent det andre kvartalet⁸, totalt 3,34 prosent. På lang sikt vil boligprisene falle med 3,22 prosent. Renteendringer slår sterkere ut på kort sikt. De som skal inn på boligmarkedet kan utsette kjøpet fordi de forventer et fall i prisene. Boligprisene kan derfor falle mer på kort sikt enn på lang sikt.

Boligprisene vil på lang sikt reduseres med 11 prosent hvis ledigheten øker permanent fra 4 til 5 prosent⁹. Tilpasningen skjer gradvis. Ledigheten slår raskere ut i forventingsindikatoren. Forfatterne kommer med en mulig forklaring som kan være at husholdningene endrer forventningene til landets økonomi ved økt ledighet, men ikke til egen økonomi. Ved boligkjøp legger husholdningene mest vekt på egen økonomi. Forventingsvariabelen gir en positiv, men veldig liten effekt. Boligprisene reagerer kun på veldig store sjokk. Små endringer kan være støy i data, siden den er basert på en spørreundersøkelse blant et lite representativt utvalg.

Modellen indikerer at på lang sikt så vil boligprisene vokse i takt med lønnsinntektene. I tidsperioden 1990-2005 har de vokst mye mer. Det forklares med utviklingen i rente, boligmasse og arbeidsledighet.

⁶ $5\% - 2\% = 3 \cdot 1,66 = 4,98$

⁷ De rapporterer også at i modeller uten boligmasse er den langsiktige inntektselastisiteten 1,22 prosent.

⁸ Ved å korrigere for skattelette kommer en fram til estimatet. $3,16 \cdot (1 - 0,28) = 2,28$ og $1,47 \cdot (1 - 0,28) = 1,06$.

⁹ Den relative økningen i arbeidsledigheten er på $(5 - 4) / 4 = 0,25$. $0,25 \cdot 0,45 = 0,11$. Boligprisene vil altså reduseres med 11%.

5 Reestimering av Jacobsen og Naugs modell for det norske boligmarkedet

Det er et stykke å gå fra den teoretiske modellen (likning 4.5) til den empiriske feiljusteringsmodellen J&N har estimert i likning 4.7.

Når en jobber med tidsserier er det en rekke hensyn som må tas, blant annet for å unngå spuriøse regresjoner.

5.1 Behandling av tidsseriedata.

Jeg tar utgangspunkt i en enkel lineær regresjonsmodell (Hill 2008):

$$(5.1) \quad y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i.$$

De klassiske forutsetningene være oppfylt for at minste kvadraters metode (OLS) skal være BLUE¹⁰:

$$E(\varepsilon_i|x_i) = 0 \text{ så } (y_i|x_i) = \beta_1 + \beta_2 x_i \quad i = 1 \dots n$$

$$\text{var}(\varepsilon_i|x_i) = \sigma_\varepsilon^2$$

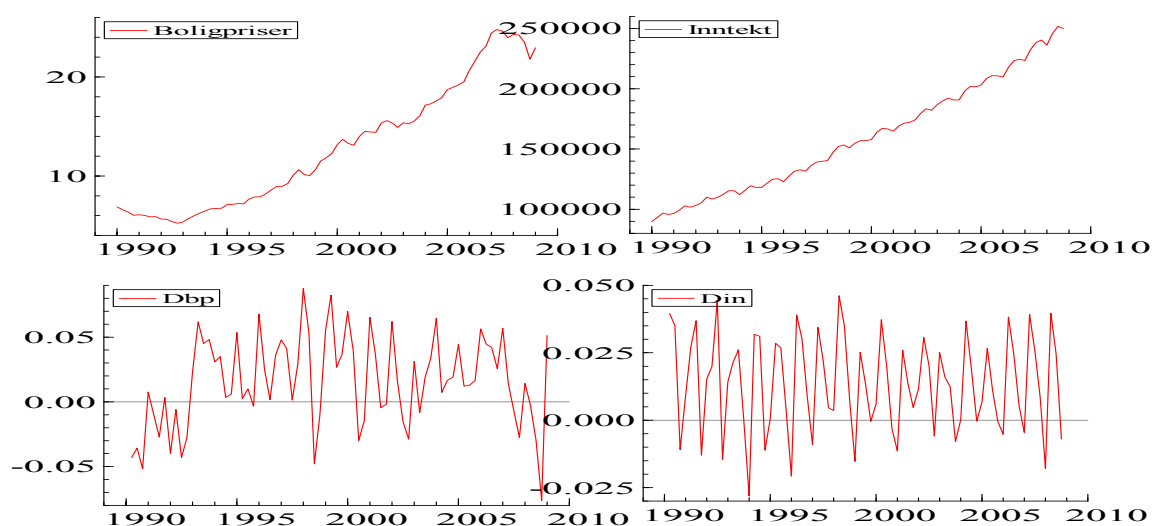
$$\text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j|x_i, x_j) = 0, \quad i \neq j$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

Variabelen har altså konstant forventningsverdi og varians.

Som figur 5.1 viser, vokser både boligpriser og inntekt over tid. Ettersom tiden går vil både forventningsverdien og variansen øke. Dpb og Din viser prosentvise endringer i boligpriser og inntekt fra kvartal til kvartal. Det kan se ut som disse variablene er stasjonære fordi de fluktuerer rundt en konstant verdi.

Figur 5.1: Kvartalsvise tidsserier for boligpriser og inntekt i Norge for perioden 1990-2008.



Kilde: NEF,EFF, FINN.no ECON og SSB

¹⁰ BLUE står for best linear unbiased estimator.

En tidsserie y_t er stasjonær dersom:

- $E(y_t) = \mu$
- $var(y_t) = \sigma^2$
- $cov(y_t, y_{t+s}) = cov(y_t, y_{t-s})$

Variabelen må altså ha konstant forventningsverdi og varians. Kovariansen mellom ulike observasjoner avhenger kun av anstanden i tid.

Betingelsene for at OLS estimering er BLUE, er at variabelen har konstant forventningsverdi og varians. Variansen til en ikke-stasjonær variabel vil gå mot uendelig, slik som eksempelet nedenfor viser.

Et eksempel på en stasjonær tidsserie:

y_t følger en førsteordens autoregressiv prosess (AR(1)):

$$(5.2) \quad y_t = \rho y_{t-1} + v_t, \text{ der } \begin{cases} E(v_t) = 0 \\ var(v_t) = \sigma_v^2, |\rho| < 1 \end{cases}$$

$$y_1 = \rho y_0 + v_1, \text{ der } y_0 = \text{en positiv konstant}$$

$$y_2 = \rho y_1 + v_2 = \rho^2 y_0 + \rho v_1 + v_2$$

$$\rightarrow y_t = \rho^t y_0 + \rho^{t-1} v_{t-1} + \dots + v_t$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \rho^t y_0 = 0, \text{ så } E(y_t) = 0$$

$$Var(y_t) = (\rho^t)^2 \sigma_v^2 + (\rho^{t-1})^2 \sigma_v^2 + \dots + \sigma_v^2 = \frac{\sigma_v^2}{1-\rho^2}$$

Så lenge $|\rho| < 1$ har variabelen konstant forventningsverdi og varians, og kovariansen er uavhengig av tiden. Da er y_t altså en stasjonær variabel.

Et eksempel på en ikke-stasjonær tidsserie:

Dersom $\rho = 1$, vil y_t i stedet følge en "random walk":

$$(5.3) \quad y_t = y_{t-1} + v_t, \text{ der } \begin{cases} E(v_t) = 0 \\ var(v_t) = \sigma_v^2 \end{cases}$$

$$y_1 = y_0 + v_1$$

$$y_2 = y_1 + v_2 = y_0 + v_1 + v_2 = y_0 + v_1 + v_2$$

$$y_t = y_0 + v_1 + \dots + v_t$$

$$E(y_t) = y_0$$

$$Var(y_t) = var(y_0 + v_1 + \dots + v_t) = \sigma_v^2 + \sigma_v^2 + \dots + \sigma_v^2 = t\sigma_v^2$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} t\sigma_v^2 = \infty, \text{ variansen går mot uendelig.}$$

y_t er altså en ikke-stasjonær variabel i "random walk"-modellen.

Dersom man utfører en regresjon med ikke-stasjonære variable som er uavhengige av hverandre, kan man allikevel finne signifikante effekter.

Eksempel på en spuriøs regresjon:

Jeg bruker OLS estimering på likning 5.1, men antar at både y_t og x_t følger en "random walk", så $y_t = y_{t-1} + v_{yt}$ og $x_t = x_{t-1} + v_{xt}$. Da kan resultatet bli signifikant selv om det i realiteten ikke finnes noen sammenheng mellom y_t og x_t . Denne situasjonen oppstår fordi t-statistikken avhenger av endelige varianser. Teststatistikken blir:

$$t = \frac{\widehat{\beta}_2}{\sqrt{\frac{\sigma_{v_{xt}}^2}{\sum (x_t - \bar{x})^2}}} \text{ men siden } \lim_{t \rightarrow \infty} \sum (x_t - \bar{x})^2 = \infty, \text{ vil } t\text{-verdien også gå mot uendelig.}$$

OLS gir altså signifikante effekter selv om det i virkeligheten ikke er noen sammenheng mellom variablene.

Ved å trekke fra y_{t-1} på begge sider i likning 5.3 uttrykkes y_t på endringsform i stedet:

$$y_t - y_{t-1} = \Delta y_t = v_t, \text{ så } \begin{cases} E(\Delta y_t) = 0 \\ \text{Var}(\Delta y_t) = \sigma_v^2 \end{cases}$$

Ifølge definisjonen er Δy_t en stasjonær variabel, så y_t kan gjøres stasjonær ved å differensiere den en gang. Dersom en variabel må differensieres en gang for å bli stasjonær, er den integrert av 1. orden. y_t er altså en $I(1)$ variabel, mens Δy_t er en $I(0)$ variabel, siden den er stasjonær.

5.2 Feiljusteringsmodeller og kointegrasjon.

Ved å utvide modellen ovenfor så den inneholder tilbakedaterte verdier av både y_t og x_t , får vi en "autoregressiv distributed lag"-modell (Kennedy 2008):

$$(5.4) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} + v_t$$

Hvis både y_t og x_t er $I(1)$ variable, gir det ingen mening å utføre minste kvadraters metode på denne likningen. Den må derfor gjøres om til en modell med $I(0)$ -variable. Dette kan gjøres ved å trekke fra og legge til y_{t-1} og $\beta_1 x_{t-1}$ på høyre side: $y_t - y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 x_t - \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} + v_t - y_{t-1} + \beta_1 x_{t-1}$. Ved å innføre differensoperatoren så $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ kan likningen uttrykkes som:

$$(5.5) \quad \Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t - (1 - \beta_3) y_{t-1} + (\beta_1 + \beta_2) x_{t-1} + v_t$$

Likningen inneholder både laggede verdier av variable og variablene på endringsform. Ved å sette de differensierte variablene for seg, og så dele x_{t-1} på $[-(1 - \beta_3)]$ kommer vi frem til feiljusteringsmodellen:

$$(5.6) \quad \Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t - (1 - \beta_3) \left[y_{t-1} - \frac{\beta_1 + \beta_2}{(1 - \beta_3)} x_{t-1} \right] + v_t$$

Uttrykket i klammeparentesen viser langtidssammenhengen mellom y_t og x_t . På lang sikt antas det at $y = y_t = y_{t-1}$ og $x = x_t = x_{t-1}$, $v_t = 0$. Da sitter vi igjen med uttrykket $0 = 0 - (1 - \beta_3)y_{t-1} + \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2)x_{t-1}$. Dersom $y_{t-1} \neq \frac{\beta_0 + \beta_1 + \beta_2}{(1 - \beta_3)} x_{t-1}$ er variabelen utenfor sitt langsiktige nivå, og vil bevege seg tilbake mot langsiktsnivået.

Modellen i likning 5.6 inneholder både $I(1)$ variable på nivåform, og $I(0)$ variable på differensform. Dette er uproblematisk så lenge $0 < \beta_3 < 1$. Da er uttrykket inne i klammeparentesen $I(0)$, dvs det finnes en lineær kombinasjon av y_t og x_t som er stasjonær. Årsaken til at modellen kan uttrykkes på denne måten, er en antakelse om at y_t og x_t inneholder den samme stokastiske trenden. De driver derfor ikke for langt unna hverandre. De er da kointegrerte. Det er en slik feiljusteringsmodell for boligprisene som brukes i den empiriske modellen.

5.2.1 En utvidet feiljusteringsmodell

Den teoretiske modellen for boligprisutviklingen gitt ved likning 4.5 er en statisk modell for boligprisene. Alle variablene er dessuten på nivåform, og i lys av tydelig ikke-stasjonærhet i flere av nivåvariablene er det problematisk å foreta konvensjonell hypotesetesting ved estimering av denne modellen. På samme måte som J&N benytter vi derfor at teorimodellen kan ses som en del av en feiljusteringsmodell, jf likning 4.7

I den teoretiske modellen var forventningen om fremtidig boligprisveksts, $E\pi^{\text{PH}}$ inkludert. Dette er en ikke-observerbar størrelse. Jakobsen og Naug (2004a) inkluderte forventningsindikatoren og arbeidsledighetsraten for å fange opp forventningseffekter.

De fant ikke signifikante effekter av husleie eller inflasjon på boligprisene, derfor antar jeg at $\varphi_1 = \varphi_2 = 0$ i likning 4.5

Ved å følge ”oppskriften” i avsnitt 5.2 burde alle variablene i langtidssammenhengen i likning 4.7 også inngå på endringsform. Jakobsen og Naug (2004a) skriver at de har pålagt restriksjoner for å lette dynamikken, men de sier ingenting om hvilke restriksjoner dette er. Feiljusteringsmodellen burde opprinnelig se ut som i likning 5.7:

$$(5.7) \quad \Delta \text{boligpris}_t = \beta_0 \Delta \text{inntekt}_t + \beta_1 \Delta \text{RENTE}(1-\tau)_t + \beta_2 \Delta (\text{RENTE}(1-\tau)_{t-1} + \beta_3 \text{FORV}_t + \beta_4 \Delta \text{ledighet}_{t+1} + \beta_5 \Delta \text{boligmasse}_t - (1 - \beta_6) [\text{boligpris}_{t-1} - \theta_1 (\text{RENTE}(1-\tau)_{t-1} - \theta_2 \text{ledighet}_t - \theta_3 (\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1})] + \alpha_0 + \alpha_1 S_1 + \alpha_2 S_2 + \alpha_3 S_3$$

Jeg antar derfor at de har innført restriksjonene $\beta_4=\beta_5=0$. Da sitter jeg til slutt igjen med den samme feiljusteringsmodellen som i likning 4.7. Denne skal jeg nå reestimere og deretter utvide med gjeldsbelastning som forklaringsvariabel.

5.3 Beskrivelse av data

Tidsserien for boligpriser er en prisindeks for bruktboliger i Norge. Econ har utarbeidet statistikken basert på tall fra FINN.no. Statistikken utgis månedlig av NEF og EFF. Indeksen viser gjennomsnittlig boligpris per kvadratmeter, korrigert for størrelse, type og beliggenhet. Den er sannsynligvis en ikke-stasjonær variabel, som figur 5. 2.a viser. Boligprisene er derfor transformert så i modellen ser man på prosentvis endring i boligprisene fra kvartal til kvartal. Logaritmen til boligprisene er med i langtidssammenhengen i likningen.

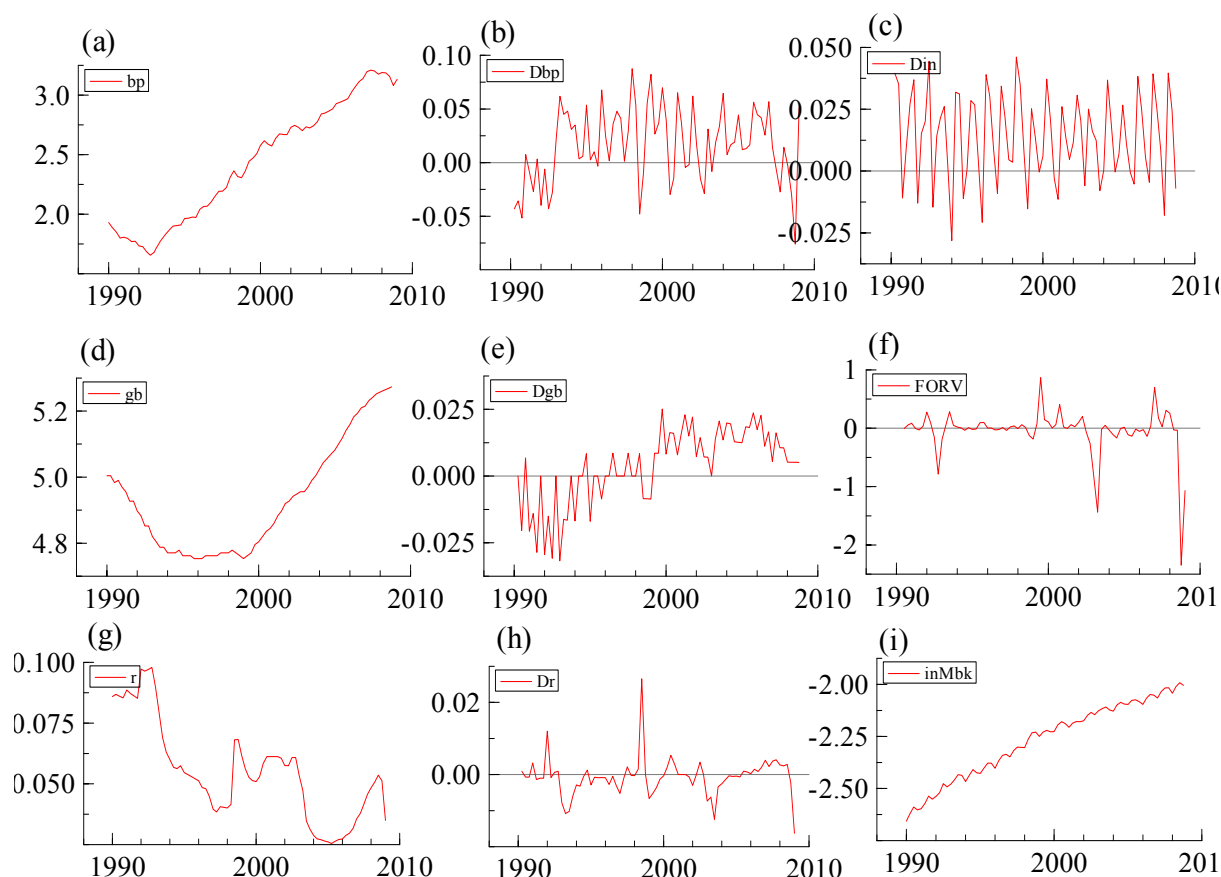
For å fange opp forventningseffekter inkluderes TNS Gallups indikator for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi. Indikatoren er sterkt korrelert med boligprisene, men den er også sterkt korrelert med renten og arbeidsledighetsraten. Jacobsen og Naug (2004a) har derfor beregnet en egen modell for forventningene med rente og ledighet som forklaringsvariabel:

$$\Delta E_t = -0,07 - 12,96\Delta(RENTE(1 - \tau)_t - 0,43\Delta ledighet_t - 0,11E_{t-1} - 0,40RENTE(1 - \tau)_{t-1} - 0,03ledighet_{t-1} + 0,21S1 + 0,10S2 + 0,22S3$$

E_t = Originalserien fra TNS Gallup. De tok så vare på residualene fra denne modellen som de så dividerte med 100 slik at den måles som en rate. Jeg kaller denne variabelen for ε_t . $FORV = (\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) + 100(\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1})^3$. Denne justerte forventningsindikatoren viser endringer i forventningene som skyldes andre forhold enn rente og arbeidsledighet, og er oppgitt i figur 6.2.f.

De øvrige variablene er beskrevet i appendiks A.

Figur 5.2: Tidsserier for variablene i den empiriske boligprismodellen, kvartalstall for perioden 1990-2008: (a) Boligprisene på logaritmisk skala. (b) Prosentvise endringer i boligprisene. c) Prosentvise endringer i lønnsinntekten. d) Husholdningenes gjeldsbelastning på logaritmisk skala. e) Prosentvis endring i husholdningenes gjeldsbelastning. f) Den justerte forventningsindikatoren. g) Nominell rente etter skatt på logaritmisk skala h) Prosentvise endringer i nominell rente etter skatt. i) Inntekt-boligkapital på logaritmisk skala.



5.4. Reestimering av modellen

Jeg har fått tilgang til et nesten identisk datasett som det J&N brukte.

Ved å reestimere modellen på dette datasettet fikk jeg resultater som var svært nær deres resultater. Jeg fikk også tilgang til et oppdatert datasett med tall frem til 4. kvartal 2008, der det er foretatt noen datarevisjoner. Jeg reestimerte først modellen frem til 4. kvartal 2004 for å se om det var store endringer i datasettet. Resultatet ble noe annerledes enn J&Ns resultater. I den originale modellen ble samlet lønnsinntekt i økonomien brukt som inntektsvariabelen. På det oppdaterte datasettet brukes husholdningenes disponible inntekt i stedet, noe som kan forklare denne forskjellen. Den kortsiktige inntektselastisiteten er ikke signifikant på det oppdaterte datasettet og koeffisienten for tilbakedatert boligpris reduseres fra -0,12 til -0,09. Disse resultatene er oppgitt tabell B.1 i appendiks B. Jeg estimerte også modellen uten restriksjonene til J&N, dvs. jeg inkluderte $\Delta ledighet_{t+1}$ og $\Delta boligmasse_t$. Jeg lot også

inntekt og boligkapital inngå som selvstendige variable for å se om jeg var enig i restriksjonene de hadde lagt på parametrene. Koeffisienten til $\Delta ledighet_{t+1}$ er ikke signifikant og tilnærmet null. Koeffisienten til $\Delta boligmasse_t$ har feil fortegn, den kan forkastes på 10 prosents nivå. Koeffisienten til inntekt og boligmasse er på 0,17 og -0,19 så det virker rimelig å innføre de samme restriksjonene J&N gjorde. Resultatene er rapportert i tabell B.2 i appendiks B.

Det jeg er interessert i er det oppdaterte datasett til og med 4. kvartal 2008. Det er dette jeg skal bruke når jeg skal inkludere husholdningenes gjeldsbelastning som forklaringsvariabel i modellen.

Tabell 5.1: Reestimering av Jacobsen og Naug sin modell for boligprisene i Norge ($\Delta boligpris_t$) i Norge, kvartalsvise data frem til 2008:4. Estimeringsmetode: OLS

Variable:	Jacobsen og Naug sine resultater		Reestimering av modellen (utvidet datasett)	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
$\Delta inntekt_t$	0,12*	1,94	0.13	0.629
$\Delta RENTE_t$	-3,16***	7,04	-3.06***	-5.94
$\Delta RENTE_{t-1}$	-1,47***	3,27	-0.88*	-1.79
FORV	0,04***	3,09	0.03***	4.69
Langtidskoeffisienter ^a :				
$boligpris_{t-1}$	-0.12***	5.69	-0.08***	-4.23
$rente_{t-1}$	4,47**	2,54	10***	-4.51
$ledighet_t$	0,45***	3,48	0,38 **	-2.59
$innt - bk_{t-1}$	-1,66 ***	8,63	-1,75**	2.59
konstantledd	0,56***	3,42	0.45*	2.69
s_1	0.04***	3.35	0.04***	7.08
s_2	0,02*	1,8	0.02	1.95
s_3	0,01	0,73	-0.00	-0.466
R^2	0,8733		0.794486	
DW	2,57		1.91	
AR test ^b :			F(5,57) =0.95	[0.4577]
Normality test ^b			Chi^2(2) =0.39	[0.8235]
Hetero test ^b :			F(19,42) =0.32	[0.9957]
Antall observasjoner:	56		74	
Periode:	1990:2-2004:4		1990:3-2008:4	

Signifikansnivå: *: 10 prosent, **: 5 prosent, *** 1 prosent.

a: Langtidskoeffisientene er dividert med koeffisienten foran $boligpris_{t-1}$, så koeffisienten for $rente_{t-1}$ = (-0.80/-0.08)=10. osv

b: P-verdi i klammeparentes

Modellen er rapportert i tabell 5.1, sammen med resultatene til J&N. Reestimeringen gir følgende modell:

$$\Delta \text{boligpris}_t = 0,13\Delta \text{inntekt}_t - 3,06\Delta(\text{RENTE}(1 - \tau))_t - 0,88\Delta(\text{RENTE}(1 - \tau))_{t-1} + 0,03\text{FORV}_t - 0,08[\text{boligpris}_{t-1} + 10\text{RENTE}(1 - \tau)_{t-1} + 0,38\text{ledighet}_t - 1,75(\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1}] + 0,45 + 0,04S1 + 0,02S2 + 0,00S3$$

Langtidsskoeffisienten for tilbakedatert boligpris er noe redusert, fra -0,12 til -0,08 og parameteren er mer uskarpt bestemt, men fremdeles signifikant. Ifølge denne modellen vil det ta lenger tid for boligprisene å justere seg tilbake til sitt lagsiktsnivå. Dersom boligprisene ligger 1 prosent under langsiktsnivået i kvartal t-1 vil boligprisene stige med 0,08 prosent i kvartal t. Det vil derfor ta $1/0,08=12,5$ kvartaler for boligprisene å justere seg tilbake (omtrent 3 år).

Den kortsiktige inntektselastisiteten inngår ikke lenger som en signifikant variabel. I langsiktssammenhengen er inntektselastisiteten signifikant på 5 prosents nivå. Jeg tolker det som at inntektsendringer har mest å si på lang sikt. Dette virker rimelig, siden det kan ta tid å søke lån i banken, gå på visning osv. Den langsiktige inntektselastisiteten er 1,75. Siden boligmassen har samme koeffisient, tilsier det at boligprisene vil reduseres med 1,75 prosent dersom boligmassen øker med en prosent. Modellen er estimert over perioden 1990:3 til 2008:4. I denne tidsperioden vokste boligmassen i gjennomsnitt med 2,5 prosent i året, mens den gjennomsnittlige lønnsveksten var 8,8 prosent i året. Ifølge modellen vil boligprisene vokse med 11 prosent i året, dvs. langt mer enn lønnsveksten.

Boligprisene vil falle med 2,20 prosent første kvartalet, 0,63 prosent andre kvartalet dersom renten øker med en prosent¹¹. På lang sikt vil boligprisene reduseres med 7,2 prosent dersom renten øker med en prosent. Jeg finner ikke "overshootingen" som J&N beskriver, dvs. at boligprisene reduseres mer på kort sikt enn på lang sikt.

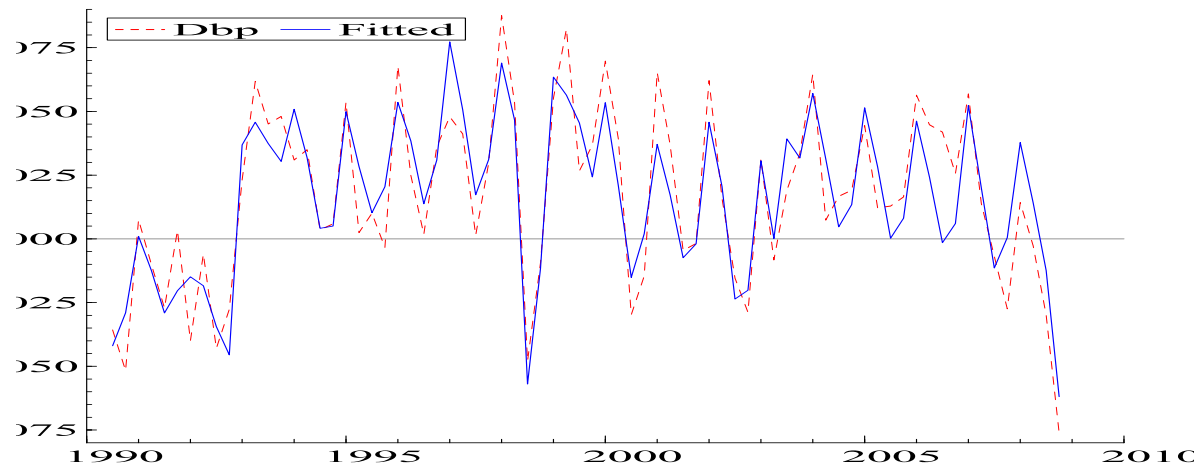
Dersom arbeidsledigheten øker fra 4 til 5 prosent vil boligprisene på lang sikt reduseres med 9,5 prosent, noe lavere enn det J&N rapporterte på sitt datasett.

Forventningsindikatoren er redusert fra 0,04 til 0,03 prosent. Så det må et enda større sjokk til for at forventningsindikatoren skal ha noe å si for boligprisene.

På tross av endringene i parameterestimaterne så forklarer modellen fortsatt utviklingen i boligprisene forholdsvis godt. Figur 5.3 viser endringer i boligprisene (stiplet linje) og hvordan modellen beskriver utviklingen i boligprisene (heltrukket linje).

¹¹ $(3,06 \cdot (1 - 0,28) = 2,20, 0,88 \cdot 0,72 = 0,63, 10 \cdot (1 - 0,28) = 7,2$

Figur 5.3: Reestimering av Jacobsen og Naugs modell for perioden 1990:3-2008:4 ved OLS. Faktiske (Dpb) og anslåtte boligprisendringer (Fitted) i prosent per kvartal ved OLS.

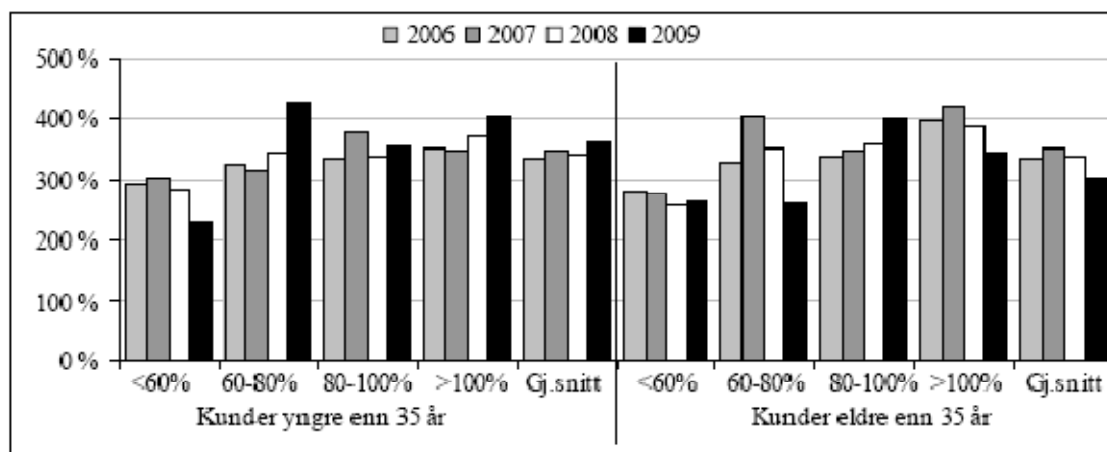


Modellen beskriver utviklingen i boligprisene ved hjelp av faktorene ganske godt. Ut ifra modellen vil boligprisene vokse mer enn inntekten i perioden. Boligprisene vokste i gjennomsnitt med 13,5 prosent i året over estimeringsperioden.

6. En empirisk modell for boligprisene med gjeldsbelastning som forklaringsvariabel

Jeg skal forsøke å finne effekter på boligprisene av endringer i bankenes kreditttilbud, og tar utgangspunkt i modellen til Jacobsen og Naug (2004) fra forrige kapittel. Jeg kunne tenke meg å inkludere antall års avdragsfrihet og løpetid som forklaringsfaktorer, men har alt for få observasjoner til å få meningsfylte resultater. Som en indikator på endringer i bankenes kreditttilbud inkluderer jeg derfor gjeldsbelastning som forklaringsvariabel. Norges Bank (2009) har kvartalsdata på husholdningenes gjennomsnittlige gjeldsbelastning. Ifølge finanstilsynets boliglånsundersøkelse (2009) er gjeldsgraden til husholdninger som tok opp lån som gikk til kjøp av bolig betydelig høyere enn den gjennomsnittlige gjeldsbelastningen, og naturlig nok var gjeldsbelastningen langt høyere for yngre låntakere.

Figur 6.1: Gjeldsbelastning: Lån til kjøp av bolig, fordelt etter belåningsgrad



Kilde: Finanstilsynets boliglånsundersøkelse (2009)

Fra den siste boliglånsundersøkelsen som ble gjennomført våren 2009, rapporteres det at gjennomsnittlig gjeldsgrad blant lån til kjøp av bolig for yngre låntakere var 362 prosent, mens for de over 35 var gjennomsnittet 304 prosent, dvs. betydelig høyere enn gjennomsnittlig gjeldsbelastning totalt. Jeg er i utgangspunktet interessert i den økende gjeldsgraden blant boligkjøpere (ikke endringer i gjeldsgrad til husholdninger som for eksempel kjøper seg en ny bil) men datasettet viser kun gjennomsnittlig gjeldsgrad i økonomien. Gjeldsgraden blant boligkjøpere er antakeligvis høyere enn gjeldsbelastningen som brukes i analysen, så det er ikke helt optimalt å bruke denne. I Jacobsen og Naug (2004b) fant de effekter av boligprisene på gjeldsveksten i blant husholdningene målt ved kredittindikatoren K2. Det er opplagt at også gjeldsbelastningen påvirkes av økte boligpriser. Dette fører til simultanitetsproblemer i estimeringen.

6.1 Simultanitetsproblemet

I den teoretiske boligprislikningen (4.5) er det inkludert en variabel som representerer bankenes utlånspolitik. De fleste boligkjøp er lånefinansiert. Uten tilgang på kreditt har ikke husholdningene mulighet til å betale det de ønsker for boligen, derfor er det interessant å finne effekten av gjeldsbelastning på boligprisene. Samtidig er det rimelig at boligprisvekst

påvirker gjeldsbelastningen. Ved vanlig OLS vil effekten boligprisene har på gjeldsbelastning også "bli med tilbake" i likningen for boligprisene så estimatoren blir ikke forventningsrett.

Eksempel på simultanitetsproblemet:

Jeg tar utgangspunkt i den enkle regresjonsmodellen fra kapittel 4, $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$. For at OLS skal gi et forventningsrett estimat for β_2 må høyresidvariabelen være ukorrelet med restleddet, dvs $E(\varepsilon_i | x_i) = 0$, eventuelt $cov(x_i, \varepsilon_i) = 0$. Dersom høyresidevariabelen er korrelert med restleddet vil ikke OLS variabelen være forventningsrett.

OLS estimatoren er :

$$\widehat{\beta}_2^{ols} = \frac{\sum(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum(x_i - \bar{x})^2} = \frac{\sum(x_i - \bar{x})(\beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i - \beta_1 - \beta_2 \bar{x})}{\sum(x_i - \bar{x})^2} = \beta_2 + \frac{\sum((x_i - \bar{x})\varepsilon_i)}{\sum(x_i - \bar{x})^2}$$

I et begrenset datasett er det bare tilfeldig om OLS-estimatet er identisk med "den sanne" parameteren β_2 , men så lenge $cov(x_i, \varepsilon_i) = 0$ vil $\widehat{\beta}_2^{ols}$ gå mot β_2 asymptotisk. Dersom x_i er korrelert med restleddet vil ikke $\widehat{\beta}_2^{ols}$ være et konsistent estimat. Ved positiv korrelasjon er skjevheten positiv og vice versa.

Et alternativ til OLS er instrumentvariabelestimering. En instrumentvariabel, z_i , er en variabel som ikke inngår som en høyresidevariabel i strukturlikningen og som oppfyller betingelsene:

$$\begin{aligned} cov(z_i, x_i) &\neq 0 \\ cov(z_i, \varepsilon_i) &= 0 \end{aligned}$$

Ved å bruke z_i som instrument for x_i er det mulig å finne et konsistent estimat.

$$\widehat{\beta}_2^{IV} = \frac{\sum(z_i - \bar{z})(y_i - \bar{y})}{\sum(z_i - \bar{z})(x_i - \bar{x})} = \beta_2 + \frac{\sum((z_i - \bar{z})\varepsilon_i)}{\sum(z_i - \bar{z})(x_i - \bar{x})}$$

IV-estimatoren viser variasjon i y_i forklart ved den felles variasjonen i x_i og z_i . Instrumentet bør derfor være relevant for det man ønsker å forklare. Derfor er det selvsagt ønskelig å finne et instrument som er sterkt korrelert med den endogene høyresidevariabelen.

$$Var(\widehat{\beta}_2^{IV}) = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{r_{zx}^2 \sum(x_i - \bar{x})^2} \frac{Var(\widehat{\beta}_2^{OLS})}{r_{zx}^2} = \text{der } r_{zx}^2 = \frac{[\sum(z_i - \bar{z})(x_i - \bar{x})]^2}{[\sum(z_i - \bar{z})^2 \sum(x_i - \bar{x})^2]} < 1$$

$$Var(\widehat{\beta}_2^{IV}) > Var(\widehat{\beta}_2^{OLS})$$

Variansen til instrumentestimatet, $Var(\widehat{\beta}_2^{IV})$ vil være større enn variansen til OLS-estimatet, $Var(\widehat{\beta}_2^{OLS})$. Ved å bruke et svakt instrument (som vil si at korrelasjonen mellom instrumentet og den endogene høyresidevariabelen er lav) vil variansen kunne bli så stor at en i stedet bør vurdere å benytte OLS. Rent praktisk kan en si at stor varians med IV estimering

kan være et argument for å holde seg til OLS til tross for skjevheten. Dersom skjevheten ikke er for stor vil estimatet allikevel gi noe informasjon. Men det blir selvsagt nokså vurderingsbasert ”hvor stor” skjevheten kan være. Jeg vil derfor forsøke begge metoder når jeg skal inkludere gjeldsbelastningen som forklaringsvariabel.

6.2 Reestimering av modellen med gjeldsbelastning som forklaringsvariabel

Jeg har reestimert J&Ns modell, der jeg også har inkludert gjeldsbelastning som forklaringsfaktor. Ved å ha med lagget verdi av gjeldsbelastning blir de andre variablene svært upresist estimert, som tabell 6.1 viser. Dette kan tyde på multikollinearitet mellom høyresidevariablene. I Jacobsen og Naug (2004b) spiller renten inn for gjeldsveksten. Det er vel rimelig at også gjeldsbelastningen øker når renten reduseres. Dersom høyresidevariablene er sterkt korrelerte kan de bli svært upresist estimert (Hill 2008). Det største problemet er at $boligpris_{t-1}$ fikk en veldig lav t-verdi. Når denne ikke er signifikant kan jeg ikke anta at variablene i klammeparentes er kointegrerte. Dersom det opprinnelige feiljusteringsleddet bestod av kointegrerte variable, da ”ødelegges” kointegrasjonen ved å legge til gjeldsbelastning som også er en $I(1)$ variabel. Jeg velger derfor å droppe $gjeldsbelastning_{t-1}$ fra likningen for å konsentrere meg om korttidseffekten. Tabell 6.2 viser estimeringsresultater for modellen uten gjeldsbelastning i langtidssammenhengen. Ved vanlig OLS i likningen for boligpris uten gjeldsbelastning i langtidssammenhengen inngår gjeldsbelastning på kort sikt som en signifikant variabel på 5 prosents nivå. Det er usannsynlig at gjeldsbelastning er en eksogen variabel, så estimatet er antakelig ikke forventningsrett. Ifølge modellen vil boligprisene øke med 0,61 prosent dersom gjeldsbelastningen øker med en prosent, dvs. 2,44 prosent i året.

På grunn av simultaniteten vil jeg forsøke å finne instrumentvariable for gjeldsbelastning. Jeg forsøkte å bruke løpetid som instrument, men har kun tilgang på årstall fra 2000-2008. Dette blir et alt for knapt datasett for å gi informasjon. Jeg har i stedet brukt tilbakedaterte verdier for inntekt, gjeldsbelastning og boligprisvekst som instrumenter. Resultatet som vist i tabell 6.2 kolonne 3, gir følgende modell:

$$(6.1) \Delta boligpris_t = 0.64\Delta gb_t + 0,31\Delta inntekt_t - 2,93\Delta(RENTE(1 - \tau)_t - 0,69\Delta(RENTE(1 - \tau))_{t-1} + 0,03FORV_t - 0,08[boligpris_{t-1} + 8,00RENT(1 - \tau)_{t-1} + 0,38ledighet_t - 1,75(inntekt - boligmasse)_{t-1}] + 0,45 + 0,05S1 + 0,01S2 + 0,00S3$$

Estimeringen gir ikke-signifikante effekter av gjeldsbelastningen på boligprisene. Estimatet ved instrumentvariabelestimering er noe høyere enn OLS-estimeringen, men t-verdien er lav fordi standardavviket er tre ganger så stort som standardavviket til OLS-estimatet. Estimatenes på de andre parametrene er omtrent uendret.

Tabell 6.1: Modeller for boligprisene i Norge ($\Delta \text{boligpris}_t$), for tidsperioden 1990:3-2008:4, ved minste kvadraters metode og instrumentvariabelestimering.

Estimeringsmetode:	OLS			IV		
Variable:	Koeffisient	STD	t-verdi	Koeffisient	STD	t-verdi
$\Delta \text{gjeldsbelastning}_t$	0.79**	(0.35)	2.29	0.75	(1.96)	0.38
$\Delta \text{inntekt}_t$	0.36	(0.23)	1.56	0.35	(0.35)	0.56
Δrente_t	-2.88***	(0.51)	-5.67	-2.89***	(2.89)	-4.11
$\Delta \text{rente}_{t-1}$	-0.69	(0.48)	-1.42	-0.69	(-0.69)	-1.10
FORV	0.03***	(0.01)	4.58	0.03***	(0.01)	4.57
Langtidskoeffisienter ^a :						
boligpris_{t-1}	-0.11***	(0.04)	-2.83	-0.11	(0.15)	-0.76
rente_{t-1}	5.91***	(0.18)	-3.52	5.91 *	(0.35)	-1.85
ledighet_t	0.27 ***	(0.01)	-2.76	0.27	(0.02)	-1.57
$\text{innt} - b k_{t-1}$	1.73 **	(0.08)	2.38	1.72	(0.22)	0.85
$\text{gjeldsbelastning}_{t-1}$	0.27	(0.36)	0,86	0.27	(0.13)	0.22
<i>konstantledd</i>	0.48***		2.87	0.47**		2.48
s_1	0.05***		7.20	0.05**		2.18
s_2	0.01		1.51	0.01		1.17
s_3	-0.00		-0.433	-0.00		-0.42
Instrumenter for $\Delta \text{gjeldsbelastning}_t$:				$\Delta \text{inntekt}_{t-1}$ $\Delta g b_{t-1}$ $\Delta \text{boligpris}_{t-1}$		
R2	0.81					
DW	1.91					
AR test ^b :	F(5,55) =0.43	[0.8257]		F(5,55) =0.45	[0.8144]	
Normality test ^b	Chi^2(2) =0.12	[0.9438]		Chi^2(2) = 0.10	[0.9523]	
Hetero test ^b :	F(23,36) = 0.40	[0.9886]		F(23,36) = 0.39	[0.9899]	
Antall observasjoner:	74			74		

STD: Standardavvik (i parentes), Signifikansnivå: *: 10 prosent, **: 5 prosent, *** 1 prosent.

a: Langtidskoeffisientene er dividert med koeffisienten foran boligpris_{t-1} , b: P-verdi i klammeparentes

I og med at punktestimatene er så like gir likevel OLS og IV estimeringen samlet sett en viss støtte for at kredittpraksisen spiller en rolle for boligprisene. I tabell 6.2 kolonne 1 har jeg satt opp resultatene uten gjeldsbelastning. De andre koeffisientene har nesten ikke endret seg noe når gjeldsbelastning inkluderes. Figur 6.1 viser at modellen føyer ganske godt, men dette kan også forklares ved at de andre variablene i modellen har endret seg svært lite fra estimeringen uten gjeldsbelastning.

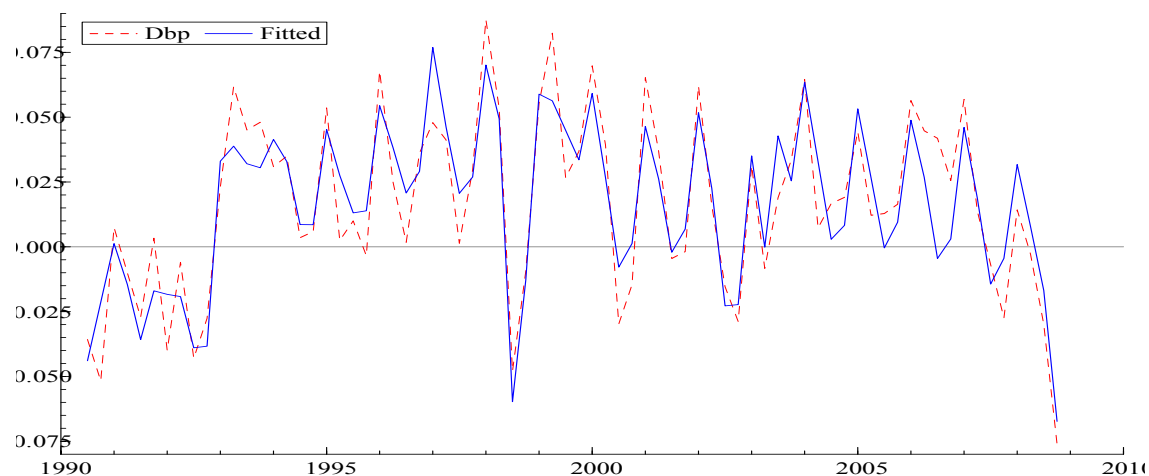
Tabell 6.2: Modeller for boligprisene i Norge ($\Delta \text{boligpris}_t$), for tidsperioden 1990:3-2008:4, ved minste kvadraters metode og instrumentvariabelestimering uten gjeldsbelastning $_{t-1}$ i langsiktssammenhengen

Estimeringsmetode:	OLS		OLS		IV	
Kolonne:	1		2		3	
Variable:	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
$\Delta \text{gjeldsbelastning}_t$			0.61** (0.27)	2.25	0.64 (0.94)	0.68
$\Delta \text{inntekt}_t$	0.13	0.629	0.30 (0.22)	1.35	0.31 (0.31)	0.94
ΔRENTE_t	-3.06***	-5.94	-2.94*** (0.50)	-5.86	-2.93*** (0.53)	-5.51
$\Delta \text{RENTE}_{t-1}$	-0.88*	-1.79	-0.70 (0.48)	-1.47	-0.69 (0.54)	-1.27
FORV	0.03***	4.69	0.03*** (0.01)	4.52	0.03*** (0.01)	4.14
Langtidskoeffisienter ^a :						
boligpris_{t-1}	-0.08***	-4.23	-0.08*** (0.02)	-4.70	-0.08*** (0.02)	-4.03
RENTE_{t-1}	10***	-4.51	8.125*** (0.18)	-3.55	-8.00 ** (0.28)	-2.26
ledighet_t	0,38 **	-2.59	0.38*** (0.01)	-2.65	0.38 *** (0.01)	-2.64
$\text{innt} - \text{bk}_{t-1}$	-1,75**	2.59	1.75** (0.05)	2.62	1.75 ** (0.05)	2.60
konstantledd	0.45*	2.69	0.45***	2.78	0.45***	2.77
s_1	0.04***	7.08	0.05***	7.59	0.05***	4.47
s_2	0.02	1.95	0.01	1.50	0.01	1.21
s_3	-0.00	-0.466	-0.00	-0.54	-0.00	-0.54
Instrumenter for $\Delta \text{gjeldsbelastning}_t$:					$\Delta \text{inntekt}_{t-1}$ Δgb_{t-1} $\Delta \text{boligpris}_{t-1}$	
AR test ^b :	F(5,57) = 0.95	[0.4577]	F(5,56) = 0.50	[0.78]	F(5,56) = 0.49	[0.78]
Normality test ^b	Chi^2(2) = 0.39	[0.8235]	Chi^2(2) = 0.22	[0.90]	Chi^2(2) = 0.27	[0.88]
Hetero test ^b :	F(19,42) = 0.32	[0.9957]	F(21,39) = 0.40	[0.99]	F(21,39) = 0.42	[0.98]
Antall observasjoner	74		74		74	

Standardavvik i parentes, Signifikansnivå: *: 10 prosent, **: 5 prosent, *** 1 prosent.

a: Langtidskoeffisientene er dividert med koeffisienten foran boligpris_{t-1} , b: P-verdi i klammeparentes

Figur 6.2: Jacobsen og Naugs modell for perioden 1990:3-2008:4 utvidet med gjeldsbelastning som forklaringsvariabel ved IV. Faktiske (Dpb) og anslåtte (Fitted) boligprisendringer i prosent per kvartal.



Standardavviket til IV-estimatet er tre ganger så stort som OLS-estimatet. Det kan tyde på at instrumentene er svake (Kennedy 2008). Istedenfor å bruke endringer i inntekt og boligprisene som to instrumenter, forsøkte jeg i stedet å bruke lagget verdi av boligpris dividert med inntekt som instrument. Det er jo når boligprisene stiger mye sammenliknet med inntekten at husholdningene må sitte mer større gjeld. Pc Give ville ikke godta dette instrumentet fordi det ble lineært avhengig av de andre variablene. I boliglånsundersøkelsene (1999-2009) ble det rapportert om renteavvik fra oppgitt rente på grunn av konkurranse. Jeg vil derfor bruke husholdningenes rentebelastning¹², dvs. renteutgifter i prosent av disponibel inntekt som forklaringsvariabel istedenfor bankenes gjennomsnittlige utlånsrente. Samtidig kan det hende at gjeldsbelastning og rentebelastning som to selvstendige variable fører til upresis estimering, siden det kan se ut som gjeldsbelastningen og rentebelastning er korrelerte. Jeg vil derfor forsøke å estimere en ny og alternativ modell, der jeg dividerer alle I(1) variablene, dvs. boligpris, inntekt og boligmasse med inntekt, og bytter ut renten med rentebelastning. Nivålikningen blir da:

$$(6.2) \quad \ln\left(\frac{PH}{YN}\right)_t = \varphi_1 + \varphi_2 \ln\left(\frac{BK}{YN}\right)_t + \varphi_3 \ln RB_t + \varphi_4 \ln GB_t + \varphi_5 \ln GB_t + \varphi_6 (E\pi^{PH})_t + \varepsilon_t$$

der

$\frac{PH}{YN}$ = boligpriser/inntekt

$\frac{BK}{YN}$ = boligmasse/inntekt

RB = rentebelastning

GB = gjeldsbelastning

$E\pi^{PH}$ = forventet boligprisvekst

¹² Dvs (renteutgifter-renteinntekter)/disponibel inntekt (SSB).

Som diskutert tidligere er prisforventningene en ikke-observerbar størrelse. I den empiriske modellen inngår derfor forventningsindikatoren og arbeidsledighetsraten som en indikator for prisforventningene. Siden likningen fremdeles inneholder I(1) variable må likning 6.2 transformeres til en feiljusteringsmodell.

6.3 En alternativ modellformulering

Fra 1990-2008 har boligprisene steget mer enn inntekten. Det har gjeldsbelastning også. Dersom boligprisene hadde steget i takt med lønnsinntektene hadde det ikke vært nødvendig med større gjeldsbelastning for å kjøpe bolig. I boliglånsundersøkelsen står det at renten på boliglånene kunne avvike fra den oppgitte renten på grunn av konkurranse.

Tabell 6.3 viser resultatene for den alternative modellen. Som i J&N har jeg innført nullrestriksjoner for arbeidsledigheten på kort sikt og for boligmassen¹³. Bortsett fra forventningsindikatoren er alle variablene nå i logaritmer, så koeffisientene kan tolkes som elastisiteter. Jeg har først estimert en likning uten gjeldsbelastning i kolonne 1, siden denne fremdeles er litt problematisk.

Jeg har så inkludert gjeldsbelastning, både på kort og lang sikt (kolonne 2 og 3). Koeffisientene endrer seg når gjeldsbelastning inkluderes i likningen. T-verdien til rentebelastning blir lavere. Som diskutert ovenfor kan det se ut som gjeldsbelastningen avhenger av rentebelastningen. Høy korrelasjon mellom variablene kan derfor være en forklaring på lavere t-verdier. $(boligpris_t/inntekt)_{t-1}$ inngår signifikant i alle likningene, jeg beholder derfor gjeldsbelastning i langtidssammenhengen.

Ved å estimere modellen ved vanlig OLS (kolonne 2) er den kortsiktige elastisiteten for gjeldsbelastningen 1,38. Koeffisienten er sannsynligvis ikke forventningsrett, jeg forsøker derfor med instrumentvariabelestimering som gir følgende modell:

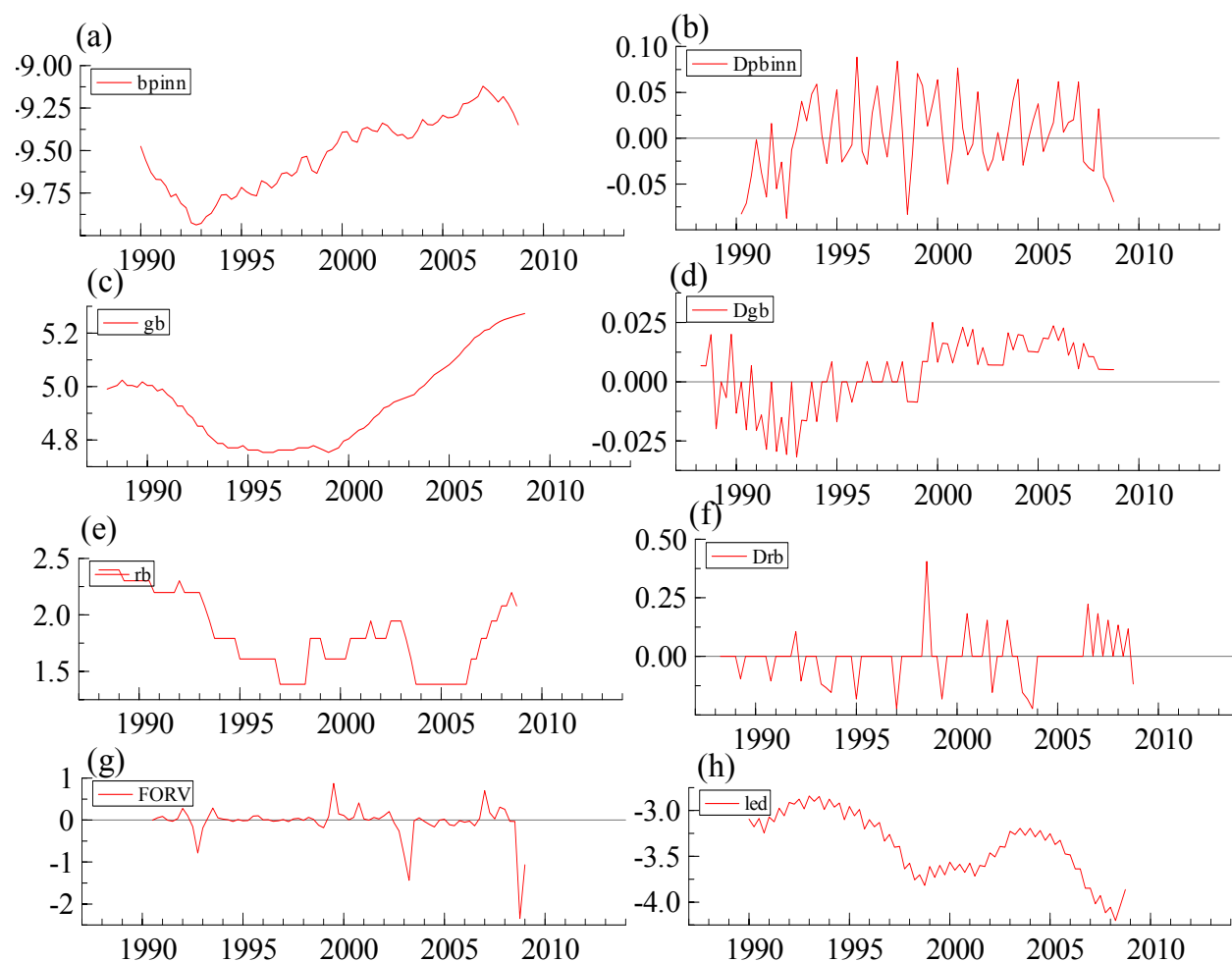
$$(6.3) \quad \Delta boligpris/inntekt_t = 2,21\Delta gjeldsbelastning_t - 0,17\Delta rentebelastning_t - 0,03\Delta rentebelastning_{t-1} + 0,03FORV_t - 0,27[boligpris/inntekt_{t-1} + 0,07rentebelastning_{t-1} + 0,11ledighet_t + 0,44(boligmasse/inntekt)_{t-1} - 0,30gjeldsbelastning_{t-1}] - 2,74 + 0,06S1 + 0,01S2 - 0,01S3$$

Ved instrumentvariabelestimering øker estimatet betraktelig, og inngår som signifikant på 10 prosents nivå. Samtidig er standardavviket tre ganger så stort som ved OLS, så det er vanskelig å si om estimatet øker på grunn av økt usikkerhet eller på grunn av at OLS ikke er forventningsrett.

Modellen anslår at boligprisene vil øke i forhold til inntekten dersom gjeldsbelastningen øker. Figur 6 viser faktiske og anslåtte endringer i boligpriser i forhold til inntekt. Modellen forklarer endringene ganske godt, så det kan se ut som økt gjeldsbelastning kan forklare hvordan det er mulig at boligprisene øker i forhold til inntekten.

¹³ Den kortsiktige arbeidsledigheten er ikke signifikant, mens boligmassen inngår med feil fortegn.

Figur 6.3: Tidsserier for variablene i den alternative boligprismodellen, kvartalstall for perioden 1990-2008: (a) Boligpriser/inntekt på logaritmisk skala. (b) Prosentvise endringer r i boligpriser/inntekt. (c) Husholdningenes gjeldsbelastning på logaritmisk skala. (d) Prosentvis endring i husholdningenes gjeldsbelastning. (e) Husholdningenes rentebelastning på logaritmisk skala. (f) Prosentvise endringer i husholdningenes rentebelastning. (g) Den justerte forventningsindikatoren. (h) Arbeidsledighetsraten på logaritmisk skala



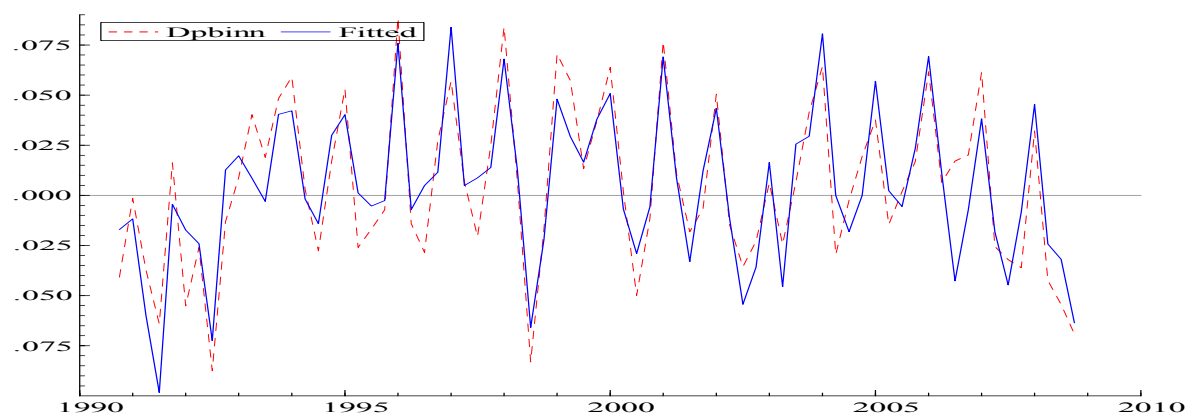
Tabell 6.3: Modeller for $\Delta(\text{boligpris}_t/\text{inntekt}_t)$ over perioden 1990:4-2008:4

Estimeringsmetode:	OLS		OLS		IV	
Kolonne:	1		2		3	
Variable	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
$\Delta \text{gjeldsbelastning}_t$			1.38*** (0.38) 3.63		2.21* (1.25) 1.77	
$\Delta \text{rentebelastning}_t$	-0.12*** -2.97		-0.09*** (0.03) -2.87		-0.07* (0.04)	
$\Delta \text{rentebelastning}_{t-1}$	-0.06* -1.86		-0.04 (0.03) -1.27		-0.03 (0.04) -0.69	
$FORV_t$	0.03*** 3.61		0.03*** (0.01) 3.85		0.03*** (0.01) 3.68	
Langtidskoeffisienter ^a :						
$(\text{boligpris}_t/\text{inntekt}_t)_{t-1}$	-0.12*** -3.46		-0.21*** (0.05) -4.42		-0.27*** (0.10) 2.79	
$\text{rentebelastning}_{t-1}$	0.33*** -3.13		0.14* (0.01) -1.95		0,07 (0.02) -1.15	
ledighet_t	0,17 -1.15		0.14* (0.01) -1.79		0,11* (0.02) -1.85	
$bk/\text{inntekt}_{t-1}$	1,17*** -2.88		0.62*** (0.04) -2.91		0.44*** (0.05) -2.63	
$\text{gjeldsbelastning}_{t-1}$			-0.24 (0.03) 1.47		-0.30 (0.06) 1.41	
konstantledd	-0.79*** -2.97		-1.99*** -3.51		-2.74** -2.24	
s_1	0.04*** 5.12		0.05*** 6.61		0.06*** 4.18	
s_2	-0.01 -0.86		0.00 0.08		0.01	
s_3	-0.02*** -2.78		-0.02 -1.63		-0.01 -0.61	
Instrumenter for $\Delta \text{gjeldsbelastning}_t$:			$\Delta(\text{boligpris}_t/\text{inntekt}_{t-1})$ $\Delta \text{gjeldsbelastning}_{t-1}$			
R2	0.75		0.79			
DW	2		1.75			
AR test ^b :	F(5,57) =1.66 [0.16]		F(5,55) = 0.82 [0.54]		(5,55) = 0.85 [0.52]	
Normality test ^b	Chi^2(2) =2.63 [0.27]		Chi^2(2) =1.94 [0.38]		Chi^2(2) =1.02 [0.60]	
Hetero test ^b :	F(17,44) =0.67 [0.82]		F(21,38) = 0.53 [0.94]		F(21,38) = 0.54 [0.93]	
Antall observasjoner:	73		73		73	

Standardavvik i parentes, Signifikansnivå: *: 10 prosent, **: 5 prosent, *** 1 prosent.

a: Langtidskoeffisientene er dividert med koeffisienten foran $\text{boligpris}/\text{inntekt}_{t-1}$, b: P-verdi i klammeparentes

Figur 6.4: Modell for boligpriser/inntekt for perioden 1990:4-2008:4 ved IV, Faktiske endringer (Dbpinn) og anslåtte endringer (fittet) per kvartal.



8. Konklusjon

I denne oppgaven har jeg undersøkt om boligprisveksten i Norge påvirkes av endringer i bankenes kredittilbud. De fleste boligkjøp lånefinansieres så da er tilgangen på kreditt potensielt viktig for husholdningenes betalingsevne. Lengre løpetid og lån med avdragsfrihet gjør det mulig for husholdningene å betjene et større lån. Dessverre er datakilder på dette området mangelfulle. Derfor har jeg har brukt gjeldsbelastning som en indikator på endringer i bankenes kredittilbud. Jeg har først reestimert en modell for boligprisene der variablene inntekt, rente, arbeidsledighet, boligmasse og en forventningsindikator inngår som forklaringsfaktorer for perioden 1990 til 2008.

Ifølge denne modellen vil boligprisene vokse i takt med lønnsinntektene. Over denne tidsperioden har boligprisveksten oversteget lønnsveksten. Jeg har inkludert gjeldsbelastning som forklaringsfaktor i modellen for å undersøke om dette kan være en mulig forklaringsfaktor for dette. Min hypotese er at gjeldsveksten bør ha en positiv effekt på boligprisene. Det er opplagt at høy boligprisvekst i forhold til inntektsvekst vil ha en effekt på gjeldsveksten. Denne simultaniteten fører til usikkerhet i estimeringen. Det er sannsynlig at gjeldveksten også er korrelert med de andre forklaringsfaktorene i modellen. Det gjør det vanskelig å få presise estimater. Jeg har brukt vanlig minste kvadraters metode (OLS) og instrumentvariabelestimering (IV) for å svare på dette. På kort sikt er koeffisienten for gjeldsbelastningen 0,61 ved OLS og 0,64 ved IV. De to metodene gir svært like estimater. Estimater ved IV-estimering inngår ikke som en signifikant variabel. Standardavviket er tre ganger så stort som ved OLS, noe som fører til lavere t-verdi. Selv om IV-estimatet ikke er signifikant gir OLS og IV-estimeringen til sammen en viss støtte for at gjeldsbelastningen har en positiv effekt på boligprisene.

Jeg har foreslått en alternativ modell for boligprisene, der jeg i stedet ser på boligprisveksten deflatert med inntekt. Forklaringsfaktorene for denne modellen er husholdningenes rentebelastning, dvs. renteutgifter i prosent av disponibel inntekt, husholdningenes gjeldsbelastning, boligmasse deflatert med inntekt, arbeidsledighetsraten og en forventningsindikator. Jeg støter på de samme utfordringene i denne modellen, forklaringsfaktorene er sannsynligvis korrelerte, samtidig som boligprisveksten deflatert med inntekt opplagt vil ha en effekt på gjeldsbelastningen. Jeg har brukt både OLS og IV i denne modellen også. Den kortsiktige gjeldsbelastningselastisiteten ved OLS er på 1,38 per kvartal. Ved instrumentvariabel øker estimatet betraktelig til 2,21. Samtidig er standardavviket her også tre ganger så høyt som ved OLS. Sammenliknet med den opprinnelige modellen for boligprisene inngår nå gjeldsbelastning som en signifikant variabel ved instrumentvariabelestimering. I denne modellen reduseres effektene av de andre variablene når gjeldsbelastning innføres som forklaringsfaktor. Det tilsier at gjeldsbelastning har en positiv effekt på boligpriser deflatert med inntekt.

Til sammen vil jeg derfor konkludere med at økende gjeldsbelastning har en positiv effekt på boligprisene.

Det er flere ting jeg ville gjort dersom jeg hadde mer tid. Jeg har antatt at variablene på differensform er $I(0)$, uten å teste for dette. Det hadde vært ønskelig å utføre en Dicky-Fuller test for å sjekke om variablene faktisk er stasjonære. Det er rimelig å anta at den prosentvise endringen i gjeldsbelastning er en stasjonær variabel, men over tidsperioden 1990 til 2008 kan det allikevel se ut som den er $I(1)$. Jeg har også antatt at gjeldsbelastning er endogen, denne antakelsen ville jeg også ønsket å teste nærmere. Akkurat i tidsperioden 1990 til 2008, rett etter et boligkrakk, og frem til den siste økonomiske krisen har vært en periode med sterk vekst i boligprisene og store endringer i bankens tilpasning. Jeg ville gjerne sett på en lengre tidsperiode. Samtidig var ikke kredittmarkedene deregulert før på 80 tallet, så det er etter dette at bankene kan endre sine tilbud. Boliglånsundersøkelsene går bare tilbake til 1999, jeg har ikke oversikt over hva som har skjedd før den tid.

Referanser

Ameriks, J, Andrew Caplin, J V Leahy og T Tyler (2004) "Measuring Self-control", NBER Working Paper Series nr w10514

Ariely, D og K Wertenbroch (2002): "Procrastination, Deadlines and Performance: Self-Control by Precommitment" Psychological Science, jstor.org

Finanstilsynets boliglånsundersøkelser 1999-2009:

(nettsider: http://www.finanstilsynet.no/archive/stab_pdf/01/06/25020041.pdf,
http://www.finanstilsynet.no/archive/stab_pdf/01/06/25020041.pdf)

Hill R Carter, W. E Griffiths og G. C. Lim (2008): Principles of Econometrics, John Wiley, Hoboken N. J.

Jacobsen, D. H og B. J Naug (2004a): "Hva driver boligprisene?" Penger og Kreditt nr 4/2004

Jacobsen, D. H og B. J Naug (2004b): "Hva påvirker gjeldsveksten i husholdningene?" Penger og Kreditt 2/04.

Kennedy, P. (2008): A Guide to Econometrics, Blackwell Publishing, Malden Mass.

Krueger D. (2007): Consumption and Savings, Theory and Evidence. Upubliserte forelesningsnotater. University of Pennsylvania.
(<http://www.econ.upenn.edu/~dkrueger/teaching/ConsBook.pdf>)

Laibson, David (1997): "Golden Eggs and Hyperbolic Discounting", The Quarterly Journal of Economics, Volume 112, no 2, side 443-478.

Nesbakken, Runa (1990): "Husholdningenes konsum av ikke-varige konsumgoder", rapporter fra statistisk sentralbyrå 90/14 http://www.ssb.no/histstat/rapp/rapp_199014.pdf.

Norges Bank (2009): "Finansiell stabilitet" nr 2/2009.

Nou 2002:2: "Boligmarkedene og boligpolitikken".

Romer, David (2006), "Advanced Macroeconomics", McGraw-Hill, Boston Mass.

Villaverde, Jesús Fernández og Krueger, Dirk (2007): "Consumption over the Life Cycle: Facts from Consumer Expenditure Survey Data", Review of Economics and Statistics, Vol. 89, nr 3, side 552-565.

Appendiks A: Variabelbeskrivelser og datakilder

Små bokstaver angir at variablene er målt på logaritmisk skala.

Tabell 4.1 Reestimering av Jakobsen og Naugs boligprismodell:

<i>boligpris</i>	= Gjennomsnittlig kvadratmeterpris for brukte boliger i 1000 kroner. Kilde: NEF, EFF, FINN.no og ECON
<i>RENTE</i> (1- τ)	= Bankenes gjennomsnittlige utlånsrente etter skatt, der τ er den marginale skattesatsen (0,28 fra 1992). Målt som rate. Kilde: SSB
<i>FORV</i>	= Forventningsindikator for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi. Målt som rate. Kilde: TNS Gallup.
<i>ledighet</i>	= Arbeidsledighetsraten. Kilde: NAV
<i>inntekt</i>	= Husholdningenes disponible inntekt (Nominell, ujustert, i mill. kroner) Kilde: SSB
<i>bk</i>	= Boligmassen målt i faste priser. Kilde: SSB
<i>S_i</i>	= Sesongvariabel som er lik 1 i kvartal i, null ellers.
<i>R²</i>	= Andelen av variasjonen i boligprisene som forklares ved modellen
<i>DW</i>	= Durbin Watson observatoren
<i>AR test</i>	= Test for autokorrelerte restledd. H_0 = fravær av autokorrelasjon.
<i>Normality test</i>	= Test for normalfordelte restledd. H_0 = normalfordelte restledd
<i>Hetero test</i>	= Test for heteroskedastisitet. H_0 = fravær av heteroskedastisitet

Tabell 6.1: Modeller for boligprisene i Norge ($\Delta \text{boligpris}_t$), for tidsperioden 1990:3-2008:4, ved minste kvadraters metode og instrumentvariabelestimering.

gjeldsbelastning = lånegjeld i prosent av disponibel inntekt. Kilde: Norges Bank
De øvrige variablene er oppgitt i tabell 4.1

Tabell 6.3: Modeller for $\Delta(\text{boligpris}_t/\text{inntekt}_t)$ over perioden 1990:4-2008:4

rentebelastning = husholdningenes renteutgifter som andel av disponibel inntekt.
Kilde: SSB

De øvrige variablene er oppgitt i tabell 5.4

Appendiks B: Flere regresjonsresultater

Tabell B.1: Reestimering av Jakobsen og Naugs (2004a) modell for boligprisene i Norge ($\Delta \text{boligpris}_t$) på kvartalsvise data frem til 2004:4. Estimeringsmetode: OLS

Variable:	Jakobsen og Naugs resultater		Reestimering på nesten identisk datasett		Reestimering på revidert datasett	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
$\Delta \text{inntekt}_t$	0,12*	1,94	0,12*	1.85	0,19	0,89
$\Delta \text{rente}(1 - \tau)_t$	-3,16***	7,04	-3.22***	-6.98	-2,92***	-6,25
$\Delta \text{rente}(1 - \tau)_{t-1}$	-1,47***	3,27	-1.47***	-3.18	-1,31***	-2,77
FORV	0,04***	3,09	0.02***	2.68	0,02***	2,88
Langtidskoeffisienter ^a :						
boligpris_{t-1}	-0.12***	5.69	-0.12***	-4.88	-0,09***	-4,36
$\text{rente}(1 - \tau)_{t-1}$	4,47**	2,54	4,08***	-2.92	5,56***	-2,72
ledighet_t	0,45***	3,48	0,42***	-4.27	0,56***	-3,66
$\text{innt} - \text{bk}_{t-1}$	-1,66 ***	8,63	-1,58***	3.34	-1,89**	2,11
konstantledd	0,56***	3,42	0.53***	2.79	0,45***	2,65
s_1	0.04***	3.35	0.03***	3.20	0,04***	7,28
s_2	0,02*	1,8	0.02*	1.77	0,02**	2,11
s_3	0,01	0,73	0.01	0.68	-0,01	-0,86
R2	0,8733		0,87		0,85	
DW	2,57		2,59		2,64	
Periode:	1990:2- 2004:1		1990:3- 2004:1		1990:3 - 2004:1	
Antall observasjoner:	56		55		55	

Signifikansnivå: *: 10 prosent, **: 5 prosent, *** 1 prosent.

a: Langtidskoeffisientene er dividert med koeffisienten foran boligpris_{t-1} .

Tabell B.2. Reestimering av Jakobsen og Naugs (2004a) modell for boligprisene i Norge ($\Delta\text{boligpris}_t$) uten restriksjoner på variablene for perioden 1990:3 – 2008

Estimeringsmetode: OLS

Variable:	Koeffisient:	t-verdi
$\Delta\text{inntekt}_t$	0,06	0,3
Δrente_t	-2,90***	-5,58
Δrente_{t-1}	-1,17**	-2,33
$\Delta\text{ledighet}_{t+1}$	-0,01	-0,91
Δbk_t	7,51	1,67
FORV	0,02**	2,20
boligpris_{t-1}	-0,10**	-2,59
rente_{t-1}	-0,49**	-2,08
ledighet_t	-0,03**	-2,60
$\text{innt} - bk_{t-1}$		
innt_{t-1}	0,17***	2,86
bk_{t-1}	-0,19*	-1,86
konstantledd	0,89	0,68
s_1	0,04***	6,73
s_2	0,02**	2,38
s_3	0,00	0,09
R2	0,81	
DW	1,96	
Antall	74	
observasjoner:		

Signifikansnivå: *: 10 prosent, **: 5 prosent, *** 1 prosent.